



저작자표시-동일조건변경허락 2.0 대한민국

이용자는 아래의 조건을 따르는 경우에 한하여 자유롭게

- 이 저작물을 복제, 배포, 전송, 전시, 공연 및 방송할 수 있습니다.
- 이차적 저작물을 작성할 수 있습니다.
- 이 저작물을 영리 목적으로 이용할 수 있습니다.

다음과 같은 조건을 따라야 합니다:



저작자표시. 귀하는 원저작자를 표시하여야 합니다.



동일조건변경허락. 귀하가 이 저작물을 개작, 변형 또는 가공했을 경우에는, 이 저작물과 동일한 이용허락조건하에서만 배포할 수 있습니다.

- 귀하는, 이 저작물의 재이용이나 배포의 경우, 이 저작물에 적용된 이용허락조건을 명확하게 나타내어야 합니다.
- 저작권자로부터 별도의 허가를 받으면 이러한 조건들은 적용되지 않습니다.

저작권법에 따른 이용자의 권리는 위의 내용에 의하여 영향을 받지 않습니다.

이것은 [이용허락규약\(Legal Code\)](#)을 이해하기 쉽게 요약한 것입니다.

[Disclaimer](#)

경제학석사학위논문

다부문 DSGE모형에 의거한 한국 개별 인플레이션의 요인별 분석

**Factoral Analysis on Korean Inflation with
Multi-Sector DSGE**

2012년 8월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
유승환

다부문 DSGE모형에 의거한 한국 개별 인플레이션의 요인별 분석

Factoral Analysis on Korean Inflation with Multi-Sector DSGE

지도교수 윤 택

이 논문을 경제학석사 학위논문으로 제출함
2012년 6월

서울대학교 대학원
경제학부 경제학전공
유승환

유승환의 경제학석사 학위논문을 인준함
2012년 6월

위원장	김영식	(인)
부위원장	윤택	(인)
위원	김소영	(인)

초 록

본고는 신축적인 개별가격과 집계가격의 경직성이 한국의 개별 가격 자료에 대해서도 성립하는지 보이고 부문별 충격의 효과를 확인했다. 우리나라의 다양한 거시경제 지표들에 대해 요인이 부과된 벡터자기회귀모형(factor augmented vector autoregression, FAVAR)을 통해 개별가격의 산업 고유요인과 공통적인 거시경제요인으로 분리해 각 부문별 충격에 대한 효과를 추정했다. 실증분석을 통해 개별 가격은 고유부문 충격으로 단기에 큰 폭의 변동성을 보이지만 공통부문 충격이나 이자율 충격에 대해서는 평균적으로 미국에 비해 짧지만 유사하게 점진적인 반응을 보여 각 부문별 충격에 대한 상이한 반응을 보인다. 한국 개별 소비자 가격의 변동성과 지속성은 역의 관계를 보여 Calvo형 가격 경직성을 바탕으로 산업 고유 투입요소 존재 등 추가적인 가정을 적용해 분석할 수 있게 된다. 이러한 결과는 한국의 개별가격 자료로 가격 경직성 모형을 가정해 경제현상을 측량할 경우 고려해야할 개별 가격의 동태적 움직임이다.

주요어 : 공통충격, 고유충격, 개별자료, 가격경직성, 요인이 부과된 벡터자기회귀모형

학번 : 2010-23018

목 차

I.	서론	1
II.	분석 모형 : FAVAR	4
2.1	기본모형	4
2.2	식별조건	6
2.3	BGM(2011) 추정과정	8
2.3.1	관측식(DFA)과 전이식(VAR) 추정	9
2.3.2	분산분해	11
2.3.3	충격반응함수	14
2.3.4	충격반응속도	15
III.	BGM(2011)방식에 따른 실증분석	16
3.1	BGM(2011)의 미국 자료에 대한 결과	16
3.1.1	미국 자료 구성	16
3.1.2	미국 개별가격의 부문별 충격	17
3.1.3	미국 통화정책의 충격	27
3.2	한국 자료에 대한 분석	29
3.2.1	한국 선행연구와 자료 구성	29
3.2.2	모수 결정	33
3.2.3	한국 개별가격의 부문별 충격	36
3.2.4	한국 개별가격에 대한 통화정책의 효과	46
IV.	개별가격 반응에 대한 New-Keynesian 모형 소개	53

4.1 모형의 개괄적 설명	54
4.2 추가적인 가정의 역할	58
V. 결론	63
참고 문헌	67
Abstract	87

그림 목 차

그림 1.	미국 인플레이션 변동성의 공통부문과 고유부문 의 관계	19
그림 2.	미국 부문별 충격에 대한 가격과 수량 반응	22
그림 3.	미국 개별 PPI의 충격반응속도	23
그림 4.	미국 개별 PCE 가격의 충격반응속도	24
그림 5.	미국 개별 PCE 가격과 소비 상관관계	27
그림 6.	스크리 검사를 이용한 한국 잠재요인변수 결정	33
그림 7.	긴축통화정책에 대해 요인 수에 따른 한국 개별자 료 반응	34
그림 8.	긴축통화정책에 대해 요인 수에 따른 한국 집계자 료 반응	35
그림 9.	한국 인플레이션을 변동성의 공통부문과 고유부 문 관계	39
그림 10.	한국 부문별 충격에 대한 가격 반응	42
그림 11.	한국 부문별 충격에 대한 산업생산지수 반응	42
그림 12.	한국 개별 PPI의 부문별 충격에 대한 반응속도	43
그림 13.	한국 개별 CPI의 부문별 충격에 대한 반응속도	44
그림 14.	한국 통화정책에 대한 환율, 금리, 스프레드 반응	47
그림 15.	요인이 부과된 통화정책 반응 비교 - PPI	50
그림 16.	요인이 부과된 통화정책 반응 비교 - CPI	51

표 목 차

표 1.	미국 월별자료의 인플레이션에 대한 변동성과 지속성	18
표 2.	미국 횡단면 추정값들의 상관관계	20
표 3.	미국 개별가격 충격반응속도	25
표 4.	긴축 통화정책에 대한 미국 월별 가격자료의 충격반응	28
표 5.	한국자료에 대한 FAVAR 선행연구 결과	30
표 6.	한국 월별자료의 인플레이션에 대한 변동성과 지속성	37
표 7.	한국 횡단면 추정값들의 상관관계	40
표 8.	한국 개별가격 충격반응속도	46
표 9.	긴축 통화정책에 대한 한국 월별 가격자료의 충격반응	49

제 1 장

서론

거시이론 분석에서는 가격 경직성 가정을 통해 통화정책과 명목 변수에 대한 분석이 많이 이루어진다. 이러한 가정이 통용되는 이유 중에 하나는 경험적으로 집계가격이 통화정책 충격에 대해 단기적으로 일정수준에서 유지되는 현상을 흔히 볼 수 있기 때문이다. 또한 이론적 모형의 수량분석에서 이러한 가정이 명목변수와 실물변수간 차이를 통해 현실 설명력을 유의하게 개선해주는 효과를 보인다.

그러나 경제 전체의 움직임에 대해 개별 자료(micro-data)를 통해 이론을 보완하고자 하는 연구 중, Bils and Klenow(2004) 또는 Nakamura and Steinsson(2008)에서는 개별가격이 집계가격에서 보이는 경직성을 보이지 않을 수도 있다고 했다. 개별가격은 집계가격에 대해 단기적인 변동성이 크고 지속성은 낮아, 기존의 분석에 주로 사용된 집계가격의 움직임과 차이를 보일 수 있다고 나타냈다. 즉, 미국 소비재와 서비스 재화에 대한 개별가격의 가격 조정은 중위수 재화가 4.3달에 한번 정도 가격을 조정한다고 보였다. 또한 일시적으로 할인하는 재화를 제외하더라도 8개월에서 11개월가량 가격이 유지된다고 나타나 전통적인 집계가격 경직성이 개별자료 수준에서는 다를 수 있음을 나타냈다.

미국의 개별가격과 집계가격이 시계열 상에서 다른 움직임을 보이는 이유로 Boivin et al.(2009)는 부문별로 다른 충격을 들었다.¹ 특

¹이외에도 상이한 개별가격이 집계과정에서 변동성이 서로 상쇄되어 지속성이 길게 보이는 편의로도 볼 수 있다.

정 산업에만 영향이 국한되는 고유부문과 경제 전체에 영향을 미치는 공통부문을 통계적으로 분리하였는데, 고유부문 충격에 대해서는 높은 변동을 보이지만 오래 지속되지 않고 짧은 기간 안에 장기 수준으로 수렴한다고 보였다. 반면 공통부문 충격에 대한 개별가격의 반응은 단기적인 변동이 크지 않지만 시간이 흐름에 따라 점진적인 반응하는 지속성을 보였다. 또한 개별가격의 단기변동을 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에서는 초기의 충격반응함수와 시간이 지난 시점의 반응을 비율로 하는 충격반응속도를 측정했는데, 고유부문 충격으로 인한 대부분의 개별가격의 변화는 단기에 이루어짐을 보였다. 이를 통해 개별가격의 움직임은 변동성이 크고 지속성이 낮은 고유부문 충격에 대해 민감한 반면, 집계가격은 단기적인 변동은 적지만 지속성이 높은 공통부문에 의해 결정되는 것을 보였다.

고유부문에 민감한 개별가격의 특성을 보이기 위해 Mackowiak et al.(2009)에서는 Calvo형 중첩적 가격결정모형이나 Mankiw and Reis(2002)의 마찰적 정보습득모형이 가격변동 모수(여기서는 $1 - \alpha_K$)에서 극단적인 값을 가져야 한다고 나타났다. 가령, Calvo모형의 경우 매달 가격이 바뀔 확률($1 - \alpha_K$)이 1에 가까운 값을 가져야 개별가격이 랜덤워크 과정을 따른다고 가정한 고유부문 충격의 움직임을 나타낼 수 있다고 하였다. 이는 직관적으로 개별기업이 매달 평균 1번 가격을 바꾼다는, 즉 완전신축적인 가격변동에 가까운 상황을 나타낸다. 반면 합리적 무관심(rational inattention)은 개별가격 결정 주체인 기업들이 공통부문 충격보다 고유부문 충격에 대해 상대적으로 민감하게 반응해 가격변동 모수값이 극단적인 값을 갖지 않아도 랜덤워크 과정을 따르는 고유부문 충격의 효과를 나타낼 수 있다고 보였다.

이러한 한계를 갖는 Calvo 모형에 Carvalho and Lee(2011)는 추가

적인 가정을 New Keynesian 모형에 추가하여 개별가격의 움직임을 시현하였다. 즉, 생산함수에 대한 투입-산출 연관 생산(input-output linkage production), 산업 고유 투입요소 존재(segmented input market), 테일러 준칙(Taylor Rule)을 통해 개별가격이 다른 가격 정보에 대해 전략적으로 보완적(strategic complementarity)이거나 대체적(strategic substitutability)인 형태로 생산자의 명목한계비용에 나타나는 외생변수들을 부문별 형태로 세분화시켰다.

본고는 한국 개별가격 자료에 대한 부문별 충격의 효과를 보이고, 이러한 신축적인 개별가격 특성이 집계가격의 경직성과 양립하는지 확인했다. 이러한 결과는 공통부문 충격 중 통화정책 중심으로 분석한 박강우(2009)와 유사하다. 여기에 통화정책의 충격뿐만이 아닌 Boivin, Giannoni, Mihov(2009)에서 보인 바와 같이 고유부문과 공통부문에 대한 개별가격의 반응 차이를 추가적인 기본패널 자료와 보다 빠른 빈도의 월별자료를 통해 분석했다.

2장에서는 Boivin et al.(2009)에서 사용된 FAVAR를 소개하고 부문별 충격에 대한 개별가격의 반응 차이를 보이는 항목들에 대해 나열했다. 3장에서는 선행연구와 2장에서 소개된 추정기법을 통해 Boivin et al.(2009)의 미국 자료 결과와 같은 방식으로 추정한 한국 자료의 분석 결과를 기술했다. 4장에서는 고유부문과 공통부문에 대해 다른 동태적 움직임을 보이도록 고안한 Carvalho and Lee(2011)의 모형을 약술한다.

제 2 장

분석 모형 : FAVAR

본고에서 이용할 계량분석 방법은 Benanke, Boivin, Eliaz(2005)와 Boivin, Giannoni, Mihov(2009)(이하 BBE와 BGM)의 요인이 부가된 벡터자기회귀모형(FAVAR)을 이용한다. VAR분석에서 대부분의 경우, 자유도 제약으로 인해 많은 정보 변수를 사용하는 데에 한계가 있고 이로 인해 모형 표기 오류가 발생할 수 있다. 그러나 FAVAR의 큰 특징 중의 하나는 방대한 정보자료를 소수의 요인(factor) 변수로 변환해 활용할 수 있다는 것이다. 이를 통해 BBE에 기술된 바와 같이, 자의적인 판단으로 선택된 일부 거시경제변수만을 활용한 동태 분석에 비해 보다 개선된 추정을 보여준다. 또한 BGM과 같이 일반적인 집계변수들의 파급효과뿐만이 아니라 세분화된 다량의 개별 경제자료를 고유부문과 공통부문의 영향으로 나누어 분석하는 것도 가능하다.

2.1 기본모형

FAVAR모형내에 사용된 정보들에 대해 두 종류의 변수가 영향을 미친다고 가정한다. 하나는 중앙은행의 통화정책과 같이 특정 산업에 관계없이 경제 전체에 영향을 미치는 공통요인이고 다른 하나는 특정 개별 부문에만 국한되는 고유요인이다. 또한 공통요인은 경제변수들의 동태적인 움직임에 대해 통화정책의 변화로 나타내어지는 콜금리

R_t 와 같이 관측 가능한 변수와 “생산성 향상”처럼 직접적으로 관측 불가능하나 경제에 대한 중요한 정보를 담고 있는 k 개의 잠재요인 F_t 로 구성된다고 가정한다. 즉, 경제 전체에 대한 동태적인 움직임이 다음과 같은 전이식(transition equation)으로 표현된다고 가정한다.

$$\mathbf{C}_t = \Phi(L)\mathbf{C}_{t-1} + \mathbf{v}_t \quad (2.1)$$

그리고

$$\mathbf{C}_t = \begin{bmatrix} F_t \\ R_t \end{bmatrix}$$

이고 여기서 $\Phi(L)$ 는 유한 차수의 시차다항식이며 \mathbf{v}_t 는 평균이 0인 iid 잔차항이다.

관측 불가능한 변수 F_t 의 도출에 대해서는 관측 가능한 $(T \times N)$ 크기의 정보변수들 X_t 에 대한 동태적 요인분석(dynamic factor analysis, 이하 DFA)으로 구하게 된다. Stock and Watson(2002a.)에서 관측 가능한 X_t 가 충분히 크고 ($N \gg K + 1$) 길고($N, T \rightarrow \infty$) 활용되는 요인의 개수 K 가 참값에 가까울 경우, F_t 는 X_t 를 표현하는 참 잠재요인에 대한 일치성(consistency)을 갖는다고 보였다. 이러한 정보집합 X_t 와 요인 F_t 의 관계는 다음과 같은 관측식(observation equation)으로 나타낸다.

$$X_t = \Lambda \mathbf{C}_t + \mathbf{e}_t \quad (2.2)$$

여기서 Λ 는 $N \times (K + 1)$ 요인 민감도(factor loading) 행렬이고 $N \times 1$ 벡터 \mathbf{e}_t 는 평균이 0인 잔차항이다. 여기서 사용되는 요인분석은 고전적 요인분석의 가정들을 완화한 점근적 요인분석으로(approximate factor

model), 잔차항 e_t 는 계열간 상관(serially correlated) 횡단면 계열간 상관(weak cross sectional dependence)이 약하게 허용된다.(Stock and Watson 2000a.) 이를 통해 충분히 큰 정보 집합 X_t 의 동태적 파급 경로는 공통부문 ΛC_t 와 고유부문 e_t 로 분리될 수 있다.

2.2 식별조건

공통부문과 개별 부문을 비교 분석하기 위해 BGM(2009)에 따라 두 단계 추정을 시행한다. 첫 번째 DFA 단계는 잠재요인 추출단계로써 $T \times N$ 개의 전체 정보 집합 X_t 에 대해 주성분 분석 방법(Principal Component Analysis)으로 K 개의 잠재요인(latent factor) F_t 를 추출할 것이다.

주성분 분석방식은 정보집합 X_t 에 대해 특이값 분해(singular value decomposition)로 요인 F_t 를 추출하는 과정으로, 정사각행렬 $X_t'X_t$ 의 가장 큰 K 개의 고유값(eigenvalues)과 각 고유값에 대응하는 고유행렬(eigenvector)을 공통요인 F_t 로 사용하게 된다. 이때 k 개의 가장 큰 고유값들에 대응하는 고유행렬들은 X_t 의 분산행렬에 대해 최적으로 근접한 X_t 의 선형직교변환이고, 반대로 가장 작은 고유값들에 대응하는 고유행렬들은 X_t 구성 변수간의 선형성에 가장 근접한 X_t 의 선형결합이다. Stuart(1982)에서는 주성분 분석 방식을 기하학적으로 N 차원 직교좌표로 표현된 X_t 의 값을 반지름이 1인 원으로 표현된 정규화 제약조건 하에 가장 큰 초구(hypersphere)를 구하는 것이다. 이대 구하게 되는 초구는 무작위 변수 X_t 가 나타나는 확률의 경계를 나타내는데 고유벡터 방향으로 길이가 고유값의 크기인 K 개의 주축(principal axes)

으로 표현된다. 이를 통해 방대한 N 차원의 공간을 소수의 K 차원 F_t 로 사영시키는데 각 고유행렬의 값이 F_t 의 요인점수를 구성하게 된다. 이러한 방법은 최우추정법(MLE)에 비해 자료의 분포에 대한 가정이 필요한 추가적인 제약 없이도 비슷한 결과를 도출하게 된다.

이렇게 추출한 요인들을 이후 두 번째 단계에서 통화정책 변수 R_t 를 더해 공통요인벡터 $\mathbf{C}_t = [F_t \ R_t]$ 를 구축한 후 경제 변수들이 움직이는 공통 파급경로(common dynamics)를 분석하게 된다. 이러한 두 단계 추정과 결과에 대한 해석이 가능하기 위해서는 관측식과 전이식 체계에 두 종류의 식별 조건이 적용되어야 한다.

주성분 분석 방법으로 F_t 를 추출할 경우 그 종류는 무한히 도출 가능한데(factor indeterminacy) 이러한 요인들에 대해 정규화 조건이 필요하다. 즉, 앞서 설명한 초구를 제약하는 길이가 1인 원이 필요하게 된다. 정사각행렬 $X_t'X_t$ 를 내림차순 k 개의 고유값과 각 고유값에 대응하는 k 개의 고유벡터 \vec{w} 를 통해 올바른 공통요인 F_t 와 요인의 민감도 Λ 를 구했다고 가정하자. 이러한 F_t 와 Λ 를 통해 $X_t'X_t$ 를 재구성하는 공간을 구할 수 있지만, 이 공간은 임의의 정칙행렬 H 를 이용한 요인 $F_t = H^{-1}F_t$ 와 민감도 $\tilde{\Lambda} = \Lambda H$ 를 통해서도 같은 공간을 재구성할 수 있다. 따라서 수많은 정칙행렬 H 를 이용한 고유벡터 중 어느 것을 사용할지에 대한 제약 조건이 필요한데, 이를 $\frac{1}{N}F_t'F_t = I_N$ 의 형태로 부과해 아래와 같이 추출하게 된다.

$$F_t = \frac{1}{N}X_t\Lambda, \quad \Lambda = \sqrt{N} \begin{bmatrix} \vec{w}_1, \dots, \vec{w}_k \end{bmatrix}$$

여기서 \vec{w}_i 는 X_t 의 내림차순별 k 개의 고유값에 대응하는 \vec{w} 의 k 번째까지의 열벡터이다.

두 번째 추정 단계의 VAR 추정을 위해서는 통화정책에 대한 식별이 필요하다. VAR 추정의 장점은 외생적으로 발생 가능한 통화충격을 모형 내에서 중앙은행의 다른 경제정보들을 참고하여 내리는 내생적인 준칙 결정과 구분하여 그 영향을 추정할 수 있다는 것이다. 이러한 구분은 이자율정책변수 R_t 의 충격이 당기에 잠재요인변수들 F_t 에 대해 반응하지만 나머지 요인변수들은 정책변수로부터 한 달 이상의 시차를 두고 반응한다는 가정으로 제약이 적용될 수 있다. 이러한 가정 R_t 를 \mathbf{C}_t 의 구성에 가장 마지막에 두어 적용한다. 이는 특정 충격에 따른 과급경로를 식별하기 위해 이용되는 기존의 다양한 방법 중, 당기에 외생적인 변수 순으로 VAR 변수를 구성하는 Sims(1980)류의 축차적 식별(recursive identification)의 확장이다. 단, 이는 두 번째 단계의 전이식 추정에 대해서만 적용되는 제약으로, 첫 번째 요인분석 단계에서 정보 집합 X_t 에 대한 R_t 의 당기 제약으로 직접 적용되는 것은 아니다.

2.3 BGM(2011) 추정과정

개별가격에 대한 동태적 움직임과 변동 근원의 분석은 앞서 기술된 관측식을 다음과 같은 형태로 분석할 수 있다.

$$\pi_{nt} = \lambda'_n \mathbf{C}_t + e_{nt} \quad (2.3)$$

여기서 π_{nt} 는 가격에 대한 로그변환의 변동분이다. 이를 통해 각 품목별 인플레이션을 $\lambda'_n \mathbf{C}_t$ 로 표현되는 거시경제요인과 e_{nt} 로 나타나는 개별 항목 요인으로 분리해 분석할 수 있게 된다. 이때 \mathbf{C}_t 의 구성요인은 서로 다른 동태적 움직임을 가질 수 있고 각 요인마다 λ_n 가 다르기

때문에 각 공통부문과 고유부문의 동태적 움직임은 서로 상당히 다를 수 있다.

2.3.1 관측식(DFA)과 전이식(VAR) 추정

공통요인들을 추출하기 위해서는 X_t 에 대한 잠재요인 F_t 와 관측 가능한 정보변수 R_t 의 효과를 구분하고, X_t 공분산행렬 공간을 재구성하는 데에 R_t 와 F_t 로 생성되는 공간과 분리해야 된다. 이를 위해 다음과 같이 첫 번째 단계에서부터 정보 집합 X_t 에 대해 이자율 정책변수의 동기간의 영향을 제거하며 F_t 를 추출하는 과정을 반복 시행할 것이다.

초기 K 개의 주성분 원소를 $F_t^{(0)}$ 라 하자.

(i) X_t 에 대하여 $F_t^{(0)}$ 와 R_t 에 대한 최소자승법 선형회귀계수 $\beta_f^{(0)}$ 와 $\beta_r^{(0)}$ 를 구한다. (절편항 $\beta_0^{(0)}$ 포함)

(ii) X_t 에 이자율에 의해 설명된 부분이 제거된 $\tilde{X}_t^{(0)} = X_t - \beta_r^{(0)} R_t$ 를 구한다.

(iii) $\tilde{X}_t^{(0)}$ 의 K 개의 주성분 원소 $F_t^{(1)}$ 를 구한다.

(iv) (i)~(iii) 단계를 반복한다.

여기서 BBE(2005)나 박강우(2009)에서 F_t 와 X_t 를 분리하는 과정의 차이점은 첫 번째 추정단계에서 R_t 를 정보 집합에 포함하지 않고 정보 집합에 대해 느린 변수들과 빠른 변수들로 구분한 부분정보 집합의 요인 도출과정이 생략된다.¹ 이를 통해 계산과정은 단순해지고 간편하게 본래 정보집합의 차원을 유지하고 통화정책 이외의 직접 관찰되지 않

¹보다 구체적으로 BBE(2005)에서는 (1) 초기 k 개의 주성분 \hat{F}_t 를 X_t 에서 추출한다. (2) 정보 집합 X_t 에서 상대적으로 "느린 변수"와 "빠른 변수"를 구분하여, 느린 (Slow moving) 변수집합 X_t^* 에서 k 개의 주요인 \hat{F}_t^* 를 추출한다. 이때 " R_t 가 관측가능 변수"라는 사실은 이용되지 않는다. (3) \hat{F}_t 에 대해 \hat{F}_t^* 와 R_t 로 회귀계수를 얻는다($\hat{F}_t = \lambda_F^* \hat{F}_t^* + \lambda_R R_t + u_t$) (4) 첫 번째로 추출된 요인으로부터 콜금리와 동기간 영향을 제거한 요인을 구한다. ($F_t = \hat{F}_t - \hat{b}_R R_t$)

는 공통요인들에 대한 동태적 움직임을 추정할 수 있게 된다.

이렇게 R_t 의 동기간 영향을 제거하는 단계를 통해 최종적으로 추출된 F_t 는 앞서 기술된 X_t 에 대한 관측식 (2.1)에서 R_t 와 함께 사용된다. 다음과 같이 관측식에서 X_t 에 대한 공통요인 R_t 와 F_t 의 회귀계수로 공통요인의 민감도를 결정하게 된다.

$$X_t = \hat{\beta}_f F_t + \hat{\beta}_r R_t + e_{it} = \hat{\Lambda} C_t + e_{it}$$

여기서 X_t 의 변동에 대한 공통부문은 $\hat{\Lambda} C_t = \hat{\beta}_f F_t + \hat{\beta}_r R_t$ 이고 고유부문은 e_{it} 로, 각 부문에 대한 변동성과 지속성을 분석하게 된다.

통화정책 분석에 있어 VAR모형은 사용 가능한 경제 자료들에 대해 최소한의 제약만으로 외생적인 통화 충격에 대한 분석이 가능하다는 장점이 있다. 그러나 자유도의 제약으로 인해 많은 경제 변수를 모형에 대입하는데 한계가 있다. 설령 유용하다고 판단된 정보변수가 다양하게 추가된다 해도, 관심변수의 충격반응 추정에 정확성이 낮아지고 순수한 외생적인 통화정책 효과가 식별되기 어려워진다.

이렇게 다양한 정보변수들이 제외된 소규모 VAR 모형은 모형설정 오류(misidentification error)에 따른 편의를 일으켜, 소수의 변수 상호간 동태적인 관계를 왜곡시킬 가능성이 발생한다. 이에 따라 관심 대상인 변수에 대한 충격반응함수도 편의를 일으킬 수 있다. 이러한 소규모 VAR에서 대표적인 문제가 Sims(1992)에서 제기된 가격 퍼즐(price puzzle)이다. 이는 긴축통화정책에 대해 물가 수준이 감소하기 보다는 오히려 증가하여 전통적인 경제이론과는 부합하지 않는 문제이다. 전통적 VAR에 대한 이러한 두 가지 한계에 대해 FAVAR에서는 방대한 정보변수들을 소수의 요인으로 부가하여 개선된 분석을 보이

게 된다.

첫 번째 단계의 요인 분석을 통해 도출한 k 개의 요인변수 F_t 와 관측변수 R_t 를 추가하여 두 번째 단계에서 시차 p 인 벡터자기회귀 모형 (VAR)의 구조는 다음과 같다.²

$$\begin{aligned}
 \begin{pmatrix} F_{1,t} \\ F_{2,t} \\ \vdots \\ F_{k,t} \\ R_t \end{pmatrix} &= \begin{pmatrix} \beta_0^{(1)} \\ \beta_0^{(2)} \\ \vdots \\ \beta_0^{(k+1)} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} \beta_{1,1}^{(1)} & \beta_{2,1}^{(1)} & \cdots & \beta_{k+1,1}^{(1)} \\ \beta_{1,1}^{(2)} & \beta_{2,1}^{(2)} & \cdots & \beta_{k+1,1}^{(2)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{1,1}^{(k+1)} & \beta_{2,1}^{(k+1)} & \cdots & \beta_{k+1,1}^{(k+1)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{1,t-1} \\ F_{2,t-1} \\ \vdots \\ F_{k,t-1} \\ R_{t-1} \end{pmatrix} + \cdots \\
 &+ \begin{pmatrix} \beta_{1,p}^{(1)} & \beta_{2,p}^{(1)} & \cdots & \beta_{k+1,p}^{(1)} \\ \beta_{1,p}^{(2)} & \beta_{2,p}^{(2)} & \cdots & \beta_{k+1,p}^{(2)} \\ \vdots & \vdots & \ddots & \vdots \\ \beta_{1,p}^{(k+1)} & \beta_{2,p}^{(k+1)} & \cdots & \beta_{k+1,p}^{(k+1)} \end{pmatrix} \begin{pmatrix} F_{1,t-p} \\ F_{2,t-p} \\ \vdots \\ F_{k,t-p} \\ R_{t-p} \end{pmatrix} + \begin{pmatrix} v_{1,t} \\ v_{2,t} \\ \vdots \\ v_{k+1,t} \end{pmatrix} \\
 &= \beta_0 + \beta(L)\mathbf{C}_{t-1} + \mathbf{v}_t
 \end{aligned} \tag{2.4}$$

$\beta(L)$ 는 절편항을 포함한 \mathbf{C}_t 에 대해 자신의 시차 변수 \mathbf{C}_{t-1} 에 대한 최소자승법으로 추정하게 된다. \mathbf{C}_t 를 구성하는 요인 $F_{k,t}$ 와 정책변수 R_t 는 크기가 $t \times 1$ 이고 \mathbf{C}_t 는 $t \times k$ 이다. 잔차항에 대한 $k \times k$ 공분산 행렬은 $\hat{\Omega} = \frac{1}{T-P_{*K}-1} v_t' v_t$ 로 계산된다.

2.3.2 분산분해

첫 번째 추정단계에서 전체 정보 집합의 개별 $X_n = (X_{n,t}, X_{n,t+1}, \dots)$ 에 대한 변동성이 표준편차 $\sigma(X_n)$ 일 때, 공통부분과 고유부분에 대한 변동성은 각각 $\sigma(\lambda_n C_n) = \sqrt{\sigma(X_n)^2 R^2}$ 과 $\sigma(\hat{e}_n) = \sqrt{\sigma(X_n)^2 (1 - R^2)}$

²BGM(2009)에서 사용된 파라미터 값은 $k = 5, p = 13$ 이다.

이 된다. 이때 $R^2 = \frac{\text{var}(\lambda_n C_n)}{\text{var}(X_n)}$ 로, 개별자료 X_n 전체 분산 중 X_n 의 공통부분 분산이 차지하는 비중이다.

부분별 지속성은 각 $X_n, C_n \lambda_n, \hat{e}_n$ 에 대해 두 번째 단계의 전이식과 같은 AR구조에 대한 계수를 통해 판단하게 된다. 개별 정보 $Z_{n,t}$ 가 다음과 같은 식으로 표현될 때,

$$Z_{n,t} = c + \varphi_1 Z_{n,t-1} + \cdots + \varphi_p Z_{n,t-p} + \epsilon_{n,t} \quad (2.5)$$

$Z_n = (Z_{n,t}, Z_{n,t+1}, \dots)$ 의 지속성은 $\rho_n = \sum_{l=1}^p \varphi_l$ 가 되고 Z_n 가 $X_n, C_n \lambda_n, \hat{e}_n$ 이 됨에 따라 ρ_n 는 개별 정보 X_n 의 전체 변동성, 공통부분 변동성, 고유부분 변동성이 된다.

두 번째 전이식의 충격반응함수와 예측오차 분산분해에 앞서 식 (2.4)의 일반적인 VAR(p)형태를 companion 행렬을 통해 다음과 같은 var(1)형태로 전환한다.

$$\mathbf{C}_t = \nu + \beta \mathbf{C}_{t-1} + \mathbf{V}$$

여기서

$$\beta = \begin{bmatrix} \beta_1 & \beta_2 & \cdots & \beta_k & \cdots & \beta_p \\ \mathbf{I}_k & 0 & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ 0 & \mathbf{I}_k & \cdots & 0 & \cdots & 0 \\ \vdots & & \ddots & \vdots & & \vdots \\ 0 & 0 & \cdots & \mathbf{I}_k & \cdots & 0 \end{bmatrix}, \nu = \begin{bmatrix} \beta_0 \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}, \mathbf{V} = \begin{bmatrix} \mathbf{v}_t \\ 0 \\ \vdots \\ 0 \end{bmatrix}$$

이고 \mathbf{v}_t 에 대한 공분산 행렬 $\hat{\Omega}$ 는 양정부호(positive-definite)이므로 $\hat{\Omega} = PP'$ 의 형태의 콜레스키 분해(Cholesky decomposition)를 통해 하방삼각행렬 P 를 구할 수 있다. 정책변수나 부분별 충격 반응에 대한 예측

시점 i 기까지의 예측오차분산은

$$var(\mathbf{C}_{t+i|\Sigma}) = P\Sigma P' + BP\Sigma P'B' + \cdots + B^i P\Sigma P'B^{i'} \quad (2.6)$$

여기서 B^i 는 절편항을 제외한 VAR 회귀계수 $B = [\beta_1, \dots, \beta_k]$ 의 i 승으로 $B^i = J\beta^i J'$, $J = [\mathbf{I}_k, 0, \dots, 0]$ 를 통해 계산된다. VAR의 분산분해 분석에서 전체의 예측오차분산은 Σ 를 대각원소가 모두 1인 대각행렬로 적용해 계산되고 통화정책변수의 충격으로 인한 분산은 축차적 식별조건으로 인해 Σ 에 우측하단 마지막 원소만 1의 값을 부여해 구하게 된다.

관측식에서 i 기까지 개별정보 $X_{n,t}$ 의 예측오차분산은 VAR 예측오차분산 $var(\mathbf{C}_{n,t+i|\Sigma})$ 에 대한 함수로 다음과 같은 형태를 갖게 된다.

$$\begin{aligned} var(X_{n,t+i|\Sigma}) &= \hat{\Lambda}'_n var(\mathbf{C}_{t+i|\Sigma}) \hat{\Lambda}_n \\ &= \hat{\Lambda}'_n P\Sigma P' \hat{\Lambda}_n + \hat{\Lambda}'_n B P\Sigma P' B' \hat{\Lambda}_n + \cdots + \hat{\Lambda}'_n B^i P\Sigma P' B^{i'} \hat{\Lambda}_n \end{aligned} \quad (2.7)$$

만약 $\Sigma = diag[0, \dots, 0, 1]$ 인 경우 예상치 못한 통화정책 1단위에 대한 미래 $X_{n,t+i}$ 의 예측오차에 대한 분산 $var(X_{n,t+i|\Sigma})_M$ 이고 $\Sigma = diag[1, \dots, 1]$ 라면 공통부문 충격에 대한 예측 오차의 분산 $var(X_{n,t+i|\Sigma})_{TOT}$ 이다.

이를 통해 예상치 못한 통화정책 충격이 $X_{n,t+i}$ 의 전체 공통부문 충격에 대한 예측오차분산에서 차지하는 비중을 $\frac{var(X_{n,t+i|\Sigma})_M}{var(X_{n,t+i|\Sigma})_{TOT}}$ 로 계산할 수 있다.

2.3.3 충격반응함수

각 개별 자료에 대한 반응함수는 첫 번째 단계의 관측식에서 추정된 공통부문 ΛC_t 와 고유부문 e_{it} 의 표준편차에 대해 앞서 설명한 식 (2.5)의 부문별 AR계수를 통해 개별가격의 파급경로를 구하게 된다. 개별정보 Z_n 에 대한 추약 형태로 추정한 AR계수 φ_p 를 표준편차 한 단위 $\sigma(Z_n)$ 에 대해 아래와 같이 개별정보의 부문별 충격반응 함수를 도출하게 된다. $\sigma(Z_n)$ 에 대한 Z_n 의 충격반응 함수는

$$\begin{aligned}\Phi_Z &= [\Phi_{Z,0} \ \Phi_{Z,1} \ \Phi_{Z,2} \ \Phi_{Z,3} \ \dots \ \Phi_{Z,i}] \\ &= \Phi_{Z,0} [1 \ \varphi_1 \ \sum_{j=1}^2 \varphi_{2-j} \ \dots \ \sum_{j=1}^i \varphi_{i-j}] \\ &= \sigma(Z_n) [1 \ \varphi_1 \ (\varphi_1^2 + \varphi_2) \ (\varphi_1^3 + 2\varphi_1\varphi_2 + \varphi_3) \ \dots \]\end{aligned}\quad (2.8)$$

이다. 여기서 Z_n 이 $C_n\lambda_n$ 또는 \hat{e}_n 인 경우에 따라 개별 자료의 공통부문 충격에 대한 충격반응 함수이거나 고유부문 충격에 대한 충격반응 함수가 된다.

공통부문 중 통화정책 변화에 대한 개별가격의 충격반응 함수는 두 번째 단계의 구조적 VAR(p)에서 R_t 에 대한 C_t 의 동태적 파급경로를 통해 DFA의 민감도를 가중치로 결합하여 간접적으로 구한다. 보다 구체적으로, 통화정책 충격으로 인한 i 기까지 $N \times k$ 크기의 개별가격의 충격반응함수는

$$\begin{aligned}\Phi_{N,i} &= \Lambda[\Phi_{1,i} \ \dots \ \Phi_{k,i} \ \Phi_{R,i}] \\ &= \Lambda[\sum_{j=1}^i \beta_{i-j} \Phi_{1,j} \ \dots \ \sum_{j=1}^i \beta_{i-j} \Phi_{k,j} \ \sum_{j=1}^i \beta_{i-j} \Phi_{R,j}], \quad i = 1, \dots\end{aligned}\quad (2.9)$$

여기서 $j > p$ 이면 $\beta_j = 0$ 이고, $\Phi_{k,i}$ 는 i 기까지의 C_t 의 구성변수 $F_{k,t}$ 의 충격반응함수, Λ 는 전이식 (2.2)에서 구한 요인민감도이다. 이때 초기 값은 $\Phi_{R,0} = \Theta_i P$ 로, Θ_i 는 마지막 원소만을 R_t 의 표준편차 $\sigma(R_t)$ 를 갖고 나머지 원소는 0인 k 벡터이고 P 는 콜레스키 분해 행렬이다.

2.3.4 충격반응속도

고유부문과 공통부문에 대한 개별가격의 움직임의 분석에서 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에서는 개별가격이 각 부문별 충격에 대해 반응속도를 장기수준과 단기변동수준의 비율을 통해 측정했다. 공통부문 충격에 대한 개별가격 n 의 반응 속도는 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에 기술된 바에 따라

$$\Gamma_n^A = \frac{\frac{1}{6} \sum_{t=0}^5 |\Phi_{\lambda' C, n, t}|}{\frac{1}{6} \sum_{t=19}^{24} |\Phi_{\lambda' C, n, t}|} \quad (2.10)$$

이다. 이때 $\Phi_{\lambda' C, n, t}$ 는 식(2.8)에서 충격반응함수 Φ_Z 에서 Z_t 를 $\lambda' C_t$ 로 대체한 개별가격 n 에 대한 공통부문의 충격반응함수이다. 또한 고유부문의 충격에 대한 개별가격 n 의 반응속도는

$$\Gamma_n^S = \frac{\frac{1}{6} \sum_{t=0}^5 |\Phi_{e, n, t}|}{\frac{1}{6} \sum_{t=19}^{24} |\Phi_{e, n, t}|} \quad (2.11)$$

나타낼 수 있다. 여기서 $\Phi_{e, n, t}$ 는 식(2.8)의 충격반응함수 Φ_Z 에서 Z_t 를 e_t 로 대체한 개별가격 n 의 고유부문으로 발생한 충격반응함수이다.

제 3 장

BGM(2011)방식에 따른 실증분석

한국 인플레이션율의 부문별 분석에 앞서 분석의 중심이 되는 BGM(2009)의 미국 자료 결과부터 제시한다.

3.1 BGM(2011)의 미국 자료에 대한 결과

3.1.1 미국 자료 구성

BGM(2011)에서 사용된 미국의 기본 정보자료는 BBE(2005)에서 사용된 미국경제를 나타내는 생산, 소득, 고용, 주가, 환율, 이자율, 통화량, 가격지수에 관한 12가지 항목의 패널자료이다. 이러한 항목들은 대표적으로 Stock and Watson(1999,2002b)에서 요인이 부가된 Phillips Curve나 경기동향지수(diffusion index)를 통해 인플레이션율 또는 그 외 다양한 경제변수들에 대한 추정 결과를 개선시키는 요인들을 추출할 때 사용된 미국 경제 통계 지표들이다. 여기에 미국의 산업 부문별 자료 분석을 위해 북미산업분류체계(NAICS) 통합단계 6자리(digit) 수준 산업생산지수 154개와 경제 분석국(BEA)의 개인소비지출(personal consumption expenditure) 가격과 수량자료 각각 194개가 사용됐다.

3.1.2 미국 개별가격의 부문별 충격

미국 가격자료에 대한 부문별 충격의 분석은 <표 1>에 나와 있다. 변동성의 경우 개별가격은 총 1.15%로 전체 집계가격의 변동성 0.24%에 비해 상대적으로 높게 나타났다. 전체 개별가격 변동성에서 공통요인이 차지하는 변동성의 비율 R^2 통계량은 0.15로 나와 고유부문 변동성이 개별가격 변동성에 차지하는 비중이 약 85%라고 볼 수 있다. 집계가격의 R^2 가 80%로 나타나 공통요인이 크게 기인한다고 볼 수 있는 반면 개별가격은 고유부문의 변동성이 동태적 움직임에서 중요한 위치를 차지한다는 것을 알 수 있다.

개별가격의 변동성은 상당히 유의한 수준으로 부문 간 차이를 보인다. 전체 개별가격 중 변동성은 가장 낮은 품목은 0.23%이고 가장 높은 변동성을 보이는 품목의 경우 11.68%로 계산되고 또한 부문 간 표준편차는 PCE와 PPI 모두 1 이상을 보인다. 집계가격의 변동성에서 공통부문이 차지하는 부분이 높은 데, 이를 통해 개별가격지수는 집계되는 과정에서 개별 부문 간 변동성이 상충되어 상대적으로 집계가격 변동성이 낮아지는 집계편의의 가능성을 시사하고 있다.

개별가격의 고유부문 변동성과 공통부문 변동성간에는 유의적으로 양의 관계를 보인다. <그림 1>에서 $Sd(e_i)$ 에 대한 $Sd(\lambda_i C)$ 를 선형 회귀계수는 3.86(표준편차 0.17)이고 <표 2>에서 상관관계는 0.77로 나타나 상당히 유의한 양의 관계를 나타낸다. 이러한 결과가 통계적으로 필연적이지는 않아 이에 대한 BGM의 구조적 해석은 관측식의 Λ 를 경제 요인들에 대한 기업들의 가격 결정 형태로 해석하여 개별 산업 변동성이 큰 산업은 거시경제 변동성에 대해서도 민감하게 반응한다고

분석했다.¹ 즉, 고유부문 충격에 대해 민감하게 반응하는 개별 기업들은 특정 충격이 발생할 때 그 영향이 단기적으로 해당 산업에만 국한된 것인지 지속적으로 거시경제 전체에 미치는 영향인지 구분하여 기다리고 대응하지 않는다.

표 1: 미국 월별자료의 인플레이션에 대한 변동성과 지속성

		Standard deviation(%)			R^2	Persistence		
		π	Common components	Sector specific		π	Common components	Sector specific
Aggregated Series								
PCE	Total	0.24	0.21	0.11	0.80	0.93	0.96	0.23
	Durables	0.33	0.25	0.21	0.58	0.92	0.98	0.52
	Nondurables	0.42	0.31	0.29	0.53	0.76	0.92	0.28
	Services	0.24	0.19	0.14	0.64	0.94	0.98	-0.65
Disaggregated Series								
All	Average	1.15	0.33	1.09	0.15	0.49	0.92	-0.07
	Median	0.75	0.27	0.71	0.12	0.59	0.94	-0.01
	Minimum	0.23	0.06	0.13	0.01	-3.57	0.22	-2.21
	Maximum	11.68	1.86	11.61	0.73	0.96	0.99	0.85
	Standard deviation	1.14	0.23	1.13	0.12	0.42	0.08	0.49
PCE	Average	0.98	0.30	0.92	0.17	0.50	0.93	-0.10
	Average (weighted)	0.88	0.31	0.80	0.27	0.60	0.94	0.08
	Median	0.65	0.24	0.61	0.12	0.60	0.95	-0.01
	Minimum	0.23	0.08	0.13	0.01	-3.57	0.22	-2.21
	Maximum	11.68	1.86	11.61	0.73	0.96	0.99	0.85
	Standard deviation	1.10	0.23	1.09	0.15	0.50	0.08	0.55
PPI	Average	1.36	0.38	1.30	0.12	0.48	0.91	-0.04
	Median	0.92	0.31	0.88	0.11	0.56	0.93	0.00
	Minimum	0.35	0.06	0.30	0.01	-0.58	0.29	-1.36
	Maximum	7.75	1.13	7.69	0.42	0.91	0.98	0.78
	Standard deviation	1.16	0.21	1.15	0.08	0.29	0.07	0.40

¹Stock and Watson(2002a.)에서 점근적 요인 분석 모형의 요인과 민감도에 대해 a. $\Lambda' \Lambda / N \rightarrow I_k$, b. $E(F_t F_t') = \Sigma_{FF}$, Σ_{FF} 는 대각원소는 $i < j$ 에 대해 $\sigma_{ii} > \sigma_{jj} > 0$ 인 대각행렬이고 c. $|\lambda_{i,k}| \leq \bar{\lambda} < \infty$ e. $T^{-1} \Sigma_t F_t F_t' \xrightarrow{P} \Sigma_{FF}$ 를 가정해 인플레이션 변동성에서 공통 요인에 기인한 변동성은 $(NT)^{-1} \Sigma_{t=1}^T \Lambda F_t F_t' \Lambda' = \Sigma_{FF}$ 로 Λ 의 값에 민감하게 반응한다고 하였다.

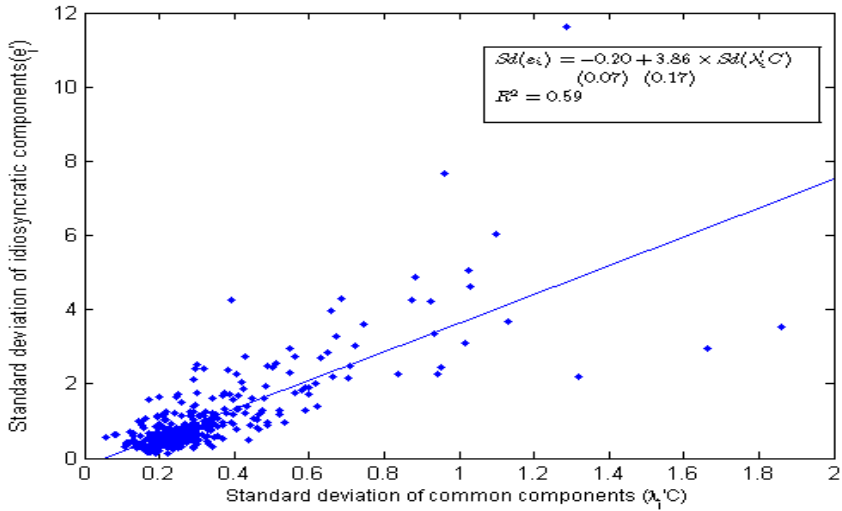


그림 1: 미국 인플레이션 변동성의 공통부분과 고유부분의 관계

가격 변동의 지속성은 개별가격과 집계가격 모두 대부분 공통부분으로 인해 발생한다. 전체 집계가격의 지속성은 0.93이고, 이것은 0.76과 0.94 사이이다. 여기서 집계가격의 공통부분이 0.96으로 높은 지속성을 높은 데에 반해, 고유부분 지속성은 0.23인 것으로 미루어, 공통부분이 집계가격 변동 지속성에 크게 기인한다고 볼 수 있다. 개별가격은 집계가격에 비해 지속성이 낮다. 그러나 이 또한 인플레이션율의 지속성이 대부분 공통부분에 의해 발생한다. 각 품목별 고유부분으로 인한 가격 변동은 변동성에서 크지만, 이에 비해 지속성은 매우 낮은 것을 볼 수 있다. 개별가격과 집계가격의 관계에서 개별가격변동의 지속성이 음수인 부문도 있는 반면 가장 높은 부문은 0.96으로 1에 가까운 높은 지속성을 보여, 개별 품목 간 이질성이 존재하지만 이는 집계과정에서 서로 상쇄된다고 추론할 수 있다.

표 2: 미국 횡단면 추정값들의 상관관계

<i>Panel A : All prices(PCE and PPI)</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.79	1.00	-0.41	-0.61	-0.56	-0.17	0.21	-0.04	-0.53	-0.45
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.77	-0.15	-0.35	-0.45	0.03	0.28	0.07	-0.59	-0.69
Sd(e_i)			1.00	-0.43	-0.62	-0.56	-0.19	0.20	-0.05	-0.53	-0.44
R^2				1.00	0.55	0.32	0.38	-0.13	0.01	0.18	0.12
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.69	0.58	-0.07	-0.02	0.22	0.12
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	0.17	-0.16	-0.04	0.35	0.26
$\rho(e_i)$							1.00	0.13	0.01	-0.16	-0.21
AC1								1.00	0.81	-0.34	-0.55
AC12									1.00	-0.08	-0.36
IRF6										1.00	0.86
IRF12											1.00
<i>Panel B : PCE prices</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.76	1.00	-0.36	-0.66	-0.63	-0.34	0.17	0.11	-0.34	-0.31
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.74	-0.10	-0.40	-0.45	-0.11	0.24	0.16	-0.50	-0.66
Sd(e_i)			1.00	-0.38	-0.67	-0.63	-0.36	0.17	0.10	-0.33	-0.28
R^2				1.00	0.50	0.30	0.45	-0.08	0.00	0.07	0.01
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.79	0.65	-0.10	-0.14	0.25	0.12
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	0.34	-0.20	-0.16	0.37	0.19
$\rho(e_i)$							1.00	-0.00	-0.11	-0.08	-0.07
AC1								1.00	0.85	-0.37	-0.57
AC12									1.00	-0.25	-0.51
IRF6										1.00	0.77
IRF12											1.00
<i>Panel C : PPI prices</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.82	1.00	-0.51	-0.59	-0.46	0.06	0.13	-0.34	-0.66	-0.53
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.81	-0.18	-0.24	-0.41	0.29	0.23	-0.18	-0.70	-0.74
Sd(e_i)			1.00	-0.53	-0.60	-0.46	0.05	0.13	-0.35	-0.66	-0.52
R^2				1.00	0.77	0.34	0.26	-0.02	0.20	0.27	0.16
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.49	0.39	0.02	0.26	0.30	0.14
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	-0.16	0.02	0.23	0.36	0.29
$\rho(e_i)$							1.00	0.36	0.19	-0.25	-0.38
AC1								1.00	0.71	-0.26	-0.45
AC12									1.00	0.12	-0.13
IRF6										1.00	0.90
IRF12											1.00

개별가격의 변동성이 갖는 의미는 물가관리가 최우선 목표인 중앙은행의 입장에서 충격이 발생할 때 적절한 물가안정화정책의 수립을 위해 필요한 인플레이션율의 특성을 파악하는 데에 있다. 또한 Bils and Klenow(2004)에서는 기존의 Calvo형 가격 경직성 모형을 통해 변동성과 지속성간 역의 관계가 있다고 분석했는데, 이를 통해 New Keynesian 모형에서 흔히 사용되는 Calvo 형태의 적합성에 대한 근거를 보일

수 있다. 가령 가격 경직성 확률이 높아질 경우, 명목한계비용에 대한 외생적인 충격 효과가 현재 인플레이션율에서 감소하여 변동성은 작아지는 반면, 기존의 가격이 유지될 확률이 높아지기 때문에 지속성은 증가하게 된다.² 변동성과 지속성간의 관계를 <표 2>를 통해 보게 되면 -0.61로 높은 음의 관계를 보인다. 부문별로 구분해 보게 되면 공통 부문이 -0.45를 보인 것에 반해 개별 부문은 -0.19로 약한 음의 관계를 보인다. 보다 세부적으로, PPI의 경우 고유부문 변동성과 지속성의 관계는 약하지만 오히려 양의 관계를 보인다. 이를 통해 기존의 Calvo형 가격 경직성이 고유부문에 대한 개별가격의 변동성과 지속성을 구성하는 데에 한계가 있으나 공통부문에 대한 충격은 상당히 효과적으로 나타낸다고 봤다.

그러나 PCE 가격지수만 보게 되면, 고유부문 충격에 대해서도 개별가격의 변동성과 지속성이 -0.36으로 어느 정도 유의한 음의 관계가 나타난다. 이를 통해 비록 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에서는 Calvo형 가격경직성에 한계를 보였지만, Carvalho and Lee(2011)의 New Keynesian 모형에서 이러한 가격 형태를 바탕으로 추가적인 가정의 적용을 통한 분석이 적절하다는 것을 추측할 수 있다.³

부문별 충격에 대한 PCE와 PPI의 충격반응 함수는 <그림 2>에 나와 있다. 첫 번째 열과 두 번째 열은 각각 고유부문과 공통부문 표준편차 한 단위 하락에 대한 각 개별가격지수와 평균 반응을 나타낸다.

² 매기 λ_i 의 확률로 새로운 가격 x_{it} 로 바꾸는 가격형태 $p_{it} = (1 - \lambda_i)p_{it-1} + \lambda_i x_{it}$ 에서 명목 한계비용이 확률보행 과정을 따른다고 가정할 경우, 인플레이션율은 $\pi_{it} = (1 - \lambda_i)\pi_{it-1} + \lambda_i \epsilon_{it}$ 인데, ϵ_{it} 는 명목한계비용에 대한 외생적인 충격인 과정을 따른다. 가격 경직성 지표인 $(1 - \lambda_i)$ 가 증가하게 되면, π_{it-1} 효과는 커져 지속성이 증가하고 ϵ_{it} 효과는 감소해 변동성은 감소한다.

³ 물론 각 부문별 변동성과 Bils and Klenow(2004)의 가격변동횟수에 대한 분석도 필요하지만 한국 가격자료에 대해서는 이러한 가격변동횟수에 관한 자료를 이용한 분석에 한계가 있다.

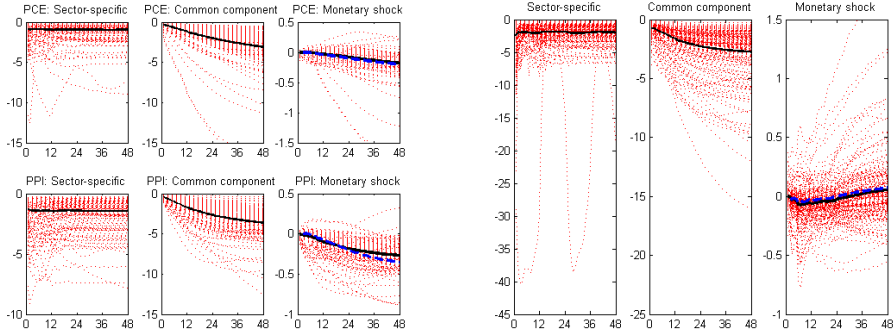


그림 2: 미국 부문별 충격에 대한 가격과 수량 반응

세 번째 열은 공통부문 충격 중 대표적인 통화정책의 표준편차 25% 상승에 대한 반응을 나타낸다. 네 번째 열부터 마지막 열까지는 각 충격에 대한 PCE 소비지출의 각 개별지수와 평균 반응이다. 여기서 모든 지수는 수준변수로 다시 변환되었음을 유의해야 한다.⁴

고유부문 충격에 대해 점선으로 표현된 개별 품목의 반응은 부문마다 다양하게 반응하지만 검은 실선으로 나타난 평균 반응은 충격이 발생한 즉시 일정수준으로 떨어진다. 이를 통해 개별가격은 고유부문 충격에 대해 변동성이 크지만 집계 과정에서 부문 간 변동성이 상쇄됨을 볼 수 있다. 또한 초기에 충격으로 인해 낮아진 평균 수준이 영구적으로 유지되어 고유부문 충격의 지속성은 낮다고 판단 할 수 있다. 이는 PCE 소비량에 대해서도 <그림 2> 네 번째 열에서 비슷한 결과를 보인다.

<그림 2> 왼쪽의 두 번째 열에서는 공통부문 충격에 대한 반응을 보이는데 고유부문 충격과는 다르게 지속적인 가격 하락을 보이고 있다. 거시경제 충격은 특정 부문에 충격이 국한되지 않아 부문 간 변

⁴로그차분형태로 변환된 지수는 축차적으로 더한 후 지수함수에 대입해 수준변수로 계산했다.

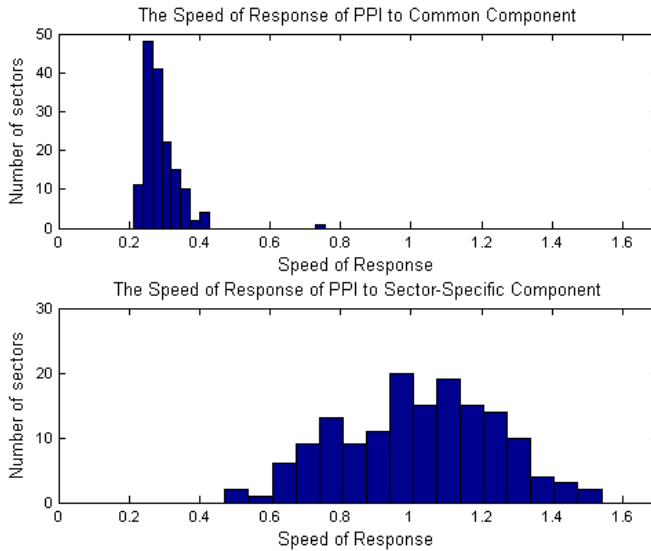


그림 3: 미국 개별 PPI의 충격반응속도

동성이 다양하게 나타나지는 않는다. 오히려 개별가격은 대부분 즉각적인 반응이 없고 점진적이고 장기수준까지 지속적으로 하락하는 현상을 보이는데, 이러한 결과는 평균가격의 반응에 그대로 반영된다. <그림 2> 오른쪽에서 생산의 경우도 비슷한 현상을 보인다. 공통 부문 충격이 발생한 초기 몇 달간 평균적으로 지속적인 하락을 보이고, 2년 정도의 기간이 지난 후에는 일정한 장기수준으로 도달한다. 이를 통해 인플레이션을 지속성에 거시경제 전체에 영향을 미치는 공통부문에 대한 충격이 크게 기여한다는 중요한 결과를 보이고 있다.

고유부문과 공통부문에 대한 개별가격의 움직임은 반응하는 속도에서도 차이가 날 것이다. Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에서는 개별가격이 고유부문에 상대적으로 민감하게 반응하고 이는 충격이 발생한 직후 짧은 기간 내에서 장기적인 균형수준으로 조절된

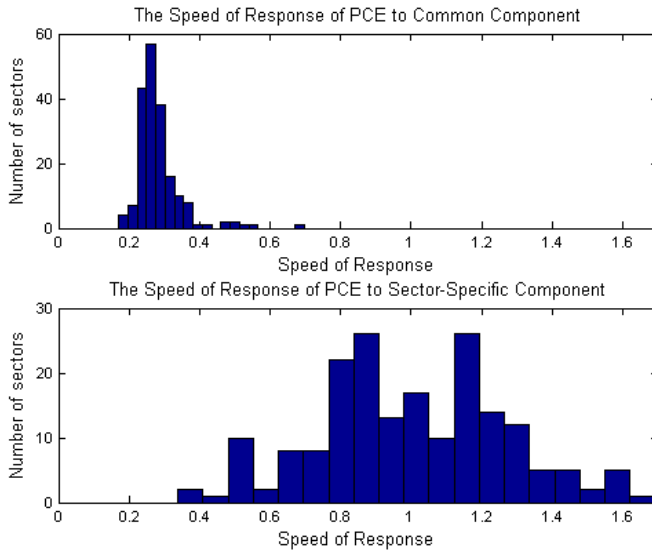


그림 4: 미국 개별 PCE 가격의 충격반응속도

다고 하였다. 이는 앞서 기술된 부문별 충격반응속도를 통해 개별 품목이 각 부문별 충격으로 인한 단기 반응과 장기 반응 사이의 비율과 모든 개별가격의 반응속도 분포를 구할 수 있다.

공통부문과 고유부문에 대해 동일한 시차를 통해 추정된 BGM 방식에 따라 미국 PCE와 PPI의 개별가격에 대한 부문별 충격반응속도의 분포는 Carvalho and Lee(2011)에서 보인 바와 같이 <그림 3>과 <그림 4>에 나와 있다. <표 3>에 따르면 고유부문 충격에 대한 개별가격의 반응이 평균값과 중위수가 모두 1에 근사하게 나타났다. 이는 공통부문 충격에 대한 반응속도보다 큰 것으로, 고유부문 충격에 대한 개별가격의 반응이 충격발생 6개월 이전 단기에 대부분 일어난다는 것을 의미한다.

충격반응속도의 분포를 보게 되면 고유부문에 대해서는 각 개별

항목마다 반응하는 속도가 각각 다양하지만 공통부문 충격에 대해서는 대부분의 개별가격이 비슷한 시기에 공통으로 영향을 받는다고 나타났다. 흥미로운 점은 < 표 3>를 통해 PCE가격의 반응속도를 보면 공통부문으로 인한 반응속도와 고유부문에 대한 반응속도의 상관계수가 양인 반면 PPI의 경우 0에 가깝게 나왔다. 이를 통해 소비자 가격의 경우 고유부문에 대해 빨리 반응하는 품목이 공통부문에 대해서도 빨리 반응하지만 생산자 물가는 부문별로 충격이 구분되어 별도로 반응한다는 것을 알 수 있다.

충격반응속도의 편차를 보게 되면 고유부문충격에 대한 가격의 반응이 더 다양하다. 그러나 이는 Mackowiak, Moench, and Wiederholt (2009)의 충격반응속도의 분포가 고유부문 충격에 대해 더 조밀하게 나타난 것과 상반된다. 이에 대해서 Carvalho and Lee(2011)에서는 3가지 이유를 밝혔다. 첫째로, Mackowiak et. al(2009)에서는 개별가격정보만을 이용하여 추정했지만 BGM(2009)에서는 이외에 다양한 정보를 이용하였다. 두 번째는 추정과정의 구조적 차이가 있다. BGM(2009)에서는 점근적 요인분석으로 공통부문이 AR-13 시차를 따르는데 고유부문으로 해석되는 잔차항은 이에 따라 계열간 상관이 존재하고 횡단면 자료간 상관관계가 약하게 존재한다. 이에 비해 Mackowiak et. al(2009)은

표 3: 미국 개별가격 충격반응속도

	PCE Speed of Response		PPI Speed of Response	
	to Common Component	to Specific Component	to Common Component	to Specific Component
Average	0.28	1.01	0.29	1.03
Median	0.27	1.00	0.28	1.04
Std. deviation	0.07	0.28	0.06	0.23
Correlation	0.31		0.07	

동태적 요인 모형에서 공통부문과 고유부문이 서로 다른 시계열 과정을 따른다고 가정하였다. 즉, 공통부문 MA-24(이동평균)과정을 따르고 고유부문은 AR-6과정을 따른다는 차이를 두고 추정하였다. 세 번째 차이점은 요인을 추출하는 과정에서 BGM(2009)은 계산이 간단한 주성분 분석을 이용하였지만 Mackowiak et. al(2009)은 베이지안 방식으로 각 요인과 해당 요인이 추출된 사후분포도 추정하였다. 이러한 차이가 충격반응속도 분포에 어떤 차이를 발생시키는 지에 관해서는 향후 동태적요인분석 모형에 관한 연구를 통해 밝혀질 사항이다.

여기서 부문별 동태적 움직임은 추정모형에서 통화정책처럼 명확한 식별 제약을 부여되지 않은 추약 형태인 관계로 다양한 충격에 대한 복합적인 동태적 움직임이라서 구분이 힘들다. 그러나 부문별 충격에 대한 특징을 짐작하기 위해 <그림 5>에서 미 PCE 개별 품목별로 고유부문과 공통부문에 대해 인플레이션율과 소비지수(성장률)의 상관관계 분포를 구했다. 앞서 설명한 2단계 추정의 관측식을 통해 고유부문과 공통부문을 구했는데, 개별가격과 수량지수의 각 고유부문의 경우 상관관계수가 1개 품목을 제외한 모든 품목이 음의 관계를 보여 고유부문은 개별 품목의 공급 충격을 주로 반영한다고 볼 수 있다. 반면 공통부문은 -1에서 1 사이에 다양하게 분포되어 있어 특정 거시경제 공급 충격 또는 수요 충격이라는 추측을 할 수 없다.

동태적 요인 분석에서 공통부문을 제외한 잔차항에 대해 고유부문이라고 해석 할 수 있으나, 동시에 집계오차처럼 투입변수로 설명하기 힘든 모형 또는 통계지수 자체의 오차일 가능성도 있다. 그러나 <그림 5>를 통해 고유부문으로 해석한 관측식의 잔차항이 부문별 공급 충격으로 고유부문 변화라는 경제적 해석을 가질 수 있다고 봤다. 또한 <그림 1>과 <표 2>에서처럼 잔차항의 분산이 공통부문 분산과 높은

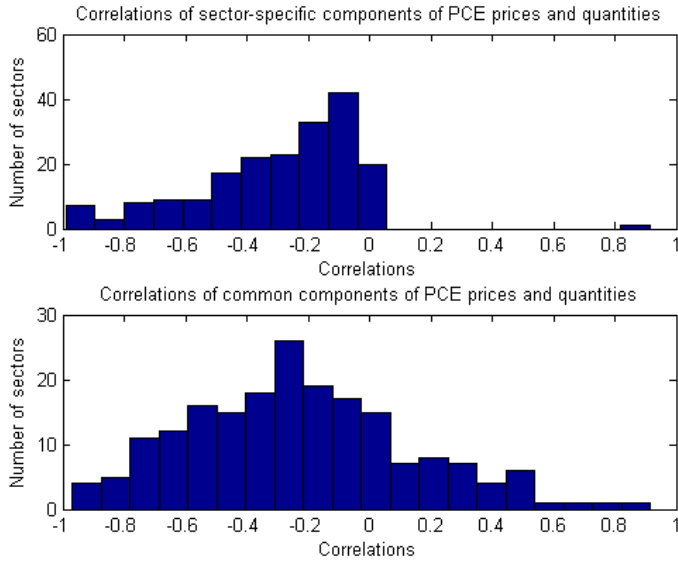


그림 5: 미국 개별 PCE 가격과 소비 상관관계

상관관계를 보이는 것도 단순히 잔차 이상의 의미를 부여할 수 있다.

3.1.3 미국 통화정책의 충격

공통부문과 고유부문의 충격반응은 축약형태의 추정식에서 분석했기 때문에 충격에 대한 직접적인 해석이 곤란하여 공통부문 중 대표적인 통화정책에 대해 분석했는데 이자율에 대한 가격 변동이 공통부문 충격과 비슷한 지속성을 보였다. <그림 2>의 3번째 열에서 이자율의 표준편차 25% 상승에 대해 진한 점선인 집계가격과 실선으로 표현된 평균 개별가격의 움직임이 비슷하게 지속적으로 하락하는 것을 볼 수 있다. 보다 세부적으로, <표 4>에 나타난 인플레이션율의 자기 상관관계수는 6개월 시차 이하 집계가격과 개별가격의 계수들이 모두 0.8 이상으로 나와, 통화정책에 대한 높은 지속성을 보인다. 반면 12개월

시차 계수는 상대적으로 낮게 나왔다. 또한 <그림 2>에서 개별가격의 평균과 집계가격의 움직임과 굵은 점선의 개별가격의 집계 가중치는 큰 차이를 보이지 않아 통화정책 분석에서 집계 가중치는 크게 영향이 없는 것으로 보인다.

표 4: 긴축 통화정책에 대한 미국 월별 가격자료의 충격반응

		Autocorrelation of π_{it} Condition on shock				Price Response (in percent)	
		1st order	3rd order	6th order	12th order	6 months	12 months
Aggregated Series							
PCE	Total	0.97	0.91	0.81	0.62	-0.01	-0.04
	Durables	0.97	0.90	0.80	0.61	-0.01	-0.04
	Nondurables	0.97	0.92	0.84	0.66	-0.03	-0.10
	Services	0.96	0.88	0.76	0.54	-0.00	-0.01
Disaggregated Series							
All	Average	0.97	0.90	0.80	0.58	-0.03	-0.07
	Median	0.97	0.91	0.81	0.61	-0.01	-0.04
	Minimum	0.91	0.77	0.49	-0.02	-0.49	-0.69
	Maximum	1.00	0.98	0.92	0.79	0.18	0.20
	Standard deviation	0.01	0.04	0.07	0.13	0.08	0.11
PCE	Average	0.96	0.89	0.77	0.54	-0.01	-0.03
	Average (weighted)	0.96	0.89	0.77	0.54	-0.01	-0.04
	Median	0.96	0.89	0.79	0.58	-0.00	-0.02
	Minimum	0.91	0.77	0.49	-0.02	-0.21	-0.58
	Maximum	1.00	0.98	0.92	0.79	0.11	0.20
	Standard deviation	0.01	0.04	0.08	0.14	0.05	0.08
PPI	Average	0.97	0.92	0.82	0.63	-0.05	-0.11
	Median	0.97	0.92	0.83	0.64	-0.02	-0.07
	Minimum	0.94	0.82	0.63	0.19	-0.49	-0.69
	Maximum	0.99	0.97	0.92	0.78	0.18	0.16
	Standard deviation	0.01	0.03	0.05	0.10	0.11	0.13

특이한 점은 집계가격의 일방적인 하락과는 대조적으로 개별가격의 경우 가격이 상승하는 가격 퍼즐 현상을 보이는 부문들이 일부 존재한다.

또 다른 중요한 현상은 급작스런 중앙은행의 이자율 상승에 대해

집계가격변수들의 반응은 초기 3개월간 큰 영향을 보이지 않다가 이후 지속적인 가격 하락을 보인다는 점이다. 비록 일부 개별가격의 경우, 시간이 지남에 따라 긴축 통화정책에 대해 가격이 상승하는 양상을 보이더라도 초기에 즉각적인 영향을 보이지 않는다. 이를 통해 가격에 대한 통화정책의 영향력이 개별지수나 집계지수에 관계없이 시차를 두고 발생하는 결과를 도출하게 된다. <표 4>에 나타난 수치로 보면, 통화충격이 발생 6개월 이후에는 개별가격이 평균 0.03% 밖에 감소하지 않고, 12개월 후에도 0.07%의 감소만 보인다. PCE와 PPI를 비교할 경우 통화정책의 효과는 상대적으로 개별 소비자가 생산자들보다 둔감하게 반응한다. 2단계 추정에서 두 번째 단계의 VAR 전이식에서는 이자율에 대해 요인변수들이 당기 영향이 없다는 제약이 있지만, 관측식에서 개별가격정보에 대해서는 제약이 없다는 점을 감안하면 이는 흥미로운 결과이다.

<그림 2>의 가장 우측 열에서 동일한 이자율 충격에 대해 PCE 소비지수는 동태적으로 가격 변수들과 유사한 움직임을 보이고 있다. 초기 6개월간은 수량지수의 평균과 집계지수는 가격지수와 마찬가지로 점진적으로 떨어지지만 수량지수는 이내 다시 초기수준으로 돌아간다. 여기서 원래 수준으로 소비수준이 돌아가는 과정에 개별 소비량은 품목별로 상당히 다른 움직임을 보인다.

3.2 한국 자료에 대한 분석

3.2.1 한국 선행연구와 자료 구성

미국 개별가격 자료에 대한 분석을 위해 개별 PCE 가격지수와 소비지수, 생산자물가지수와 별도로 추정에 12가지 항목의 [(i)생산, 소득

표 5: 한국자료에 대한 FAVAR 선행연구 결과

김소영(2009)	
추정방법	
(i) 자료	$100\ln X_t$ 변환(금리, 실업률 제외)
(ii) 관측식	X_t 에서 쿨금리와 X_t 중 빠른 변수들의 단기 영향 제거 후 주성분 추출(각주 2방식)
(iii) 전이식	축차 구조(쿨금리는 단기 무영향) 식별, 2기 시차
추정결과	통화정책에 대한 반사실적 현상(산업 생산지수 증가, 통화량 증가, 실업률 감소) 개선
박강우(2009)	
추정방법	
(i) 자료	$\ln X_t$ 변환(금리, 실업률 제외)
(ii) 관측식	(각주 2방식)
(iii) 전이식	축차 구조(쿨금리는 단기 무영향) 식별, 4기 시차 집계생산지수와 가격지수의 장기화폐중립성, 無가격퍼즐 제약하의 4요인
추정결과	개별가격도 공통부문이 변동성과 지속성이 상당수 설명, 개별가격은 집계가격에 비해 변동성이 크지만 지속성은 유사, 통화정책에 대해 개별가격은 초기에 신축적이고 가격퍼즐도 발생
성병목, 강기윤(2009)	
추정방법	
(i) 자료	$\Delta \ln X_t$ 변환(금리, 실업률 제외)
(ii) 관측식	1. 해외 정보 집합 X_t^* 와 X_t^* 의 해외 주성분 C_t^* 추출, 2. 국내 R_t 제외한 국내 정보집합 X_t 의 국내 주성분 F_t 추출 선형회귀 결정계수(R^2)에 따라 C_t^* 3요인, F_t 7요인
(iii) 전이식	해외 C_t^* 와 국내 $C_t = [F_t' R_t']'$ 의 11변수 1시차 VAR $[C_t^* C_t \text{ 쿨금리}]'$ 순으로 축차적 식별
추정결과	당기 해외 C_t^* 가 국내 C_t 에 영향이 있는 추정결과와 C_t^* 가 영향이 없는 추정 결과와 비교시 통화정책의 국내 파급효과는 유사

(ii)고용 (iii)주택가격 (iv)재고수준 (v)주문, 출하 (vi)주가지수 (vii)환율
(viii)금리, 스프레드 (ix)통화, 신용 (x)가격지수 (xi) 노동, 임금 (xii) 기
타] 기본 자료가 이용됐다. 이는 다양한 연구를 통해 미국 거시경제
상황에 대한 정보를 효과적으로 나타내는 통계지표들의 분류인데, 한

국 경제에 대한 분석에서도 이러한 분리 하에 미국 기본자료 집합과 최대한 유사하게 정보 집합 X_t 를 구성했다. 부록에서 한국의 통화정책 평가에 FAVAR를 사용한 선행연구들의 정보자료를 확인 할 수 있다. <표 5>에서는 이러한 자료들을 이용한 선행연구들의 추정 결과이다.

이러한 분류를 바탕으로 각 가격 품목별 인플레이션에 대한 부문 분석을 위해 12가지 항목을 기준으로 기본자료 271개 항목을 구성했는데, 여기에 소비자물가지수 307개, 생산자물가지수 187개, 그리고 산업생산지수 29개를 추가해 총 794개의 지수를 이용했다. 구체적인 목록은 부록에서 확인 할 수 있다. 모든 자료는 기본적으로 장단기 스프레드 분석에 널리 쓰이는 국고채 5년물이 한국은행 경제통계시스템에서 이용가능한 시점인 1995년 5월을 기준으로 2012년 1월까지 월별 자료 중 획득 가능한 자료 위주로 이용하였다.

보다 세부적으로 기본자료 구성에 대해서는 미국 분석과 비교를 위해 Stock and Watson(1999, 2002b), BBE(2005), BGM(2009)의 기본 자료에 가장 유사한 한국 자료를 사용했고, 여기에 한국경제에 대한 선행 연구에서 자주 사용된 통계지수를 추가했다. 미국의 경기선행지수로 많이 사용된 NAPM 설문 지수에 대응하는 한국 BSI 설문 지수 항목은 2003년 2월부터 자료가 이용 가능하여 이를 대신해 생산자제품재고지수, 내수출하지수, 중간재 내수출하지수, 수출출하지수를 이용하였다.

고용 지표의 경우 추정기간 동안 한국의 공식실업률이 10%이하인 것을 감안해 미국 분석처럼 보다 포괄적인 체감실업률(U-6)을 사용하고자 하였다. 그러나 미국 자료에서 사용된 구직광고, 노동조합, 구직기간별 실업자 지표에 대해 비슷한 한국 지표가 분기자료이거나 집계기간 부족하여 불완전 취업자에 대한 정보인 구직 1주 기준 비농가경제활동인구 중 무급가족종사자, 상용근로자, 임시근로자, 일용근

로자를 대신하였다. 또한 노동시간, 임금 항목에 대해 일관성을 위해 분석기간 중 항목이 개정된 월별 사업체노동력조사를 제외한 산업별 임금총액만 이용하였다. 이 외에 미국 기본 자료와 유사하고 한국경제를 나타내는 중요한 지표라고 판단되지만 집계기간이 짧은 10년 만기 국고채, 시장금리 회사채(장외3년, BBB- 등급), 코스닥지수, 소비자동향 기대인플레이션율도 제외 되었다.

개별 자료의 부문별 분석을 위한 미국 PCE 소비지수와 가격지수에 대응하는 세부적인 개별가격 자료와 수량 자료는 산업생산지수와 소비자물가지수로 대신 사용했다. 미국 PCE 소비와 가장 유사한 한국의 가구당 월평균 가계수지자료는 분기자료이면서 분석기간 중 2008년도 항목 분류가 개정되어 산업생산지수를 대신 사용하게 되었다. 개별 자료 분석에 사용된 산업생산지수, 소비자물가지수, 그리고 생산자물가지수는 총지수와 가장 하위 통합단계 자료를 이용하였다.⁵

모든 자료의 변환은 실업률, 배당수익률, 금리, 스프레드, 경상수지를 제외하고 안정된 상태(stationary)로 이용하기 위해 로그차분 또는 차분 형태로 변환하였다. 뒤에 충격반응함수에서 수준 변수로 해석하기 위해 급수의 형태로 차례대로 더하고 지수함수 형태로 다시 변환시켰다. 또한 계절성이 존재하는 모든 자료에 대해 X-12 ARIMA로 조정하였다.⁶

⁵ 소비자물가지수 항목 중 TV수신료는 1980년부터 30년 동안 동일하여 제외했다.

⁶ 분석 기간 동안의 시계열이 아닌 이용 가능한 전체 기간에 대해 계절성 조정을 시행했다.

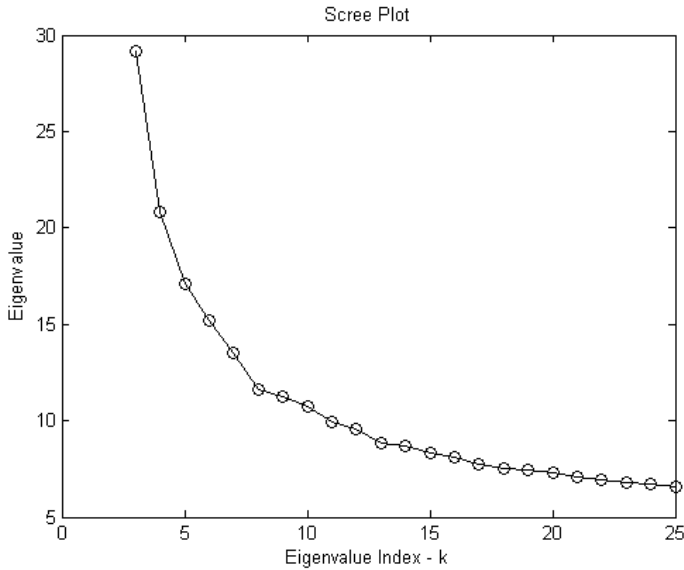


그림 6: 스크리 검사를 이용한 한국 잠재요인변수 결정

3.2.2 모수 결정

분석에 앞서 요인의 수 결정에 <그림 6>의 스크리 검사(Scree Plot)를 통해 분석에 사용될 요인의 수를 결정했다. <그림 6>은 콜금리를 제외한 정보 집합 X_t 의 특이값 분해를 통해 구한 X_t 의 공분산행렬의 고유값 중 가장 큰 20개를 내림차순으로 나열했다. 이를 통해 고유값이 완만해지는 구간을 6에서 9사이로 잡을 수 있다.

추정모형에 사용될 요인수 결정에 대해 추가적인 기준이 필요한데, 예상치 못한 금리정책 충격에 대한 충격반응함수의 후행적인 형태를 참고했다. <그림 7>에는 요인의 개수가 1개부터 11개까지 사용됨에 따라 정책금리변수 증가에 따른 산업생산지수, 소비자물가지수, 그리고 산업생산지수의 개별 충격반응함수의 평균이 어떻게 움직이는지 보였다. 또한 <그림 8>에서는 집계변수들인 PPI, 근원 CPI, 원

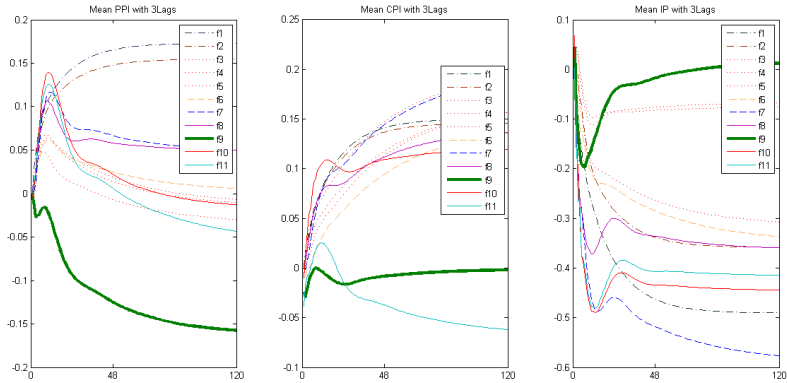


그림 7: 긴축통화정책에 대해 요인 수에 따른 한국 개별자료 반응

CPI, 집계 IP의 움직임을 보였다.

요인 수에 따른 정책금리의 효과를 보게 되면, 9개의 요인을 사용할 때 기존의 경제이론에 부합하는 움직임을 볼 수 있다. <그림 7>에서 개별가격자료들의 평균이 움직이는 형태를 보게 되면, 9개의 요인을 사용할 경우에만 개별 PPI와 CPI에 대해 물가퍼즐이 발생하지 않는다. 또한 개별 IP들의 평균 움직임을 보면 금리상승으로 인해 생산이 감소하는 현상을 관찰할 수 있다. 그리고 9개의 요인을 사용할 때 생산의 움직임이 장기적으로 0으로 근사하는 장기적 화폐중립성을 보인다.

<그림 8>을 통해 집계가격의 움직임을 보더라도, 근원소비자물가지수를 제외한 모든 집계가격 변수들의 움직임이 9개의 요인을 사용하는 것이 적합하다는 결과를 보완한다. <그림 8>의 첫 번째 열의 두 그림에서 PPI와 CPI의 집계지수의 반응을 볼 수 있는데, 예상치 못한 금리인상 충격에 대해 9개 요인 추정치는 가격수준이 하락하는 모습을 보인다. 집계 IP의 경우 그림의 우측하단에서 요인의 수와는 무관하게

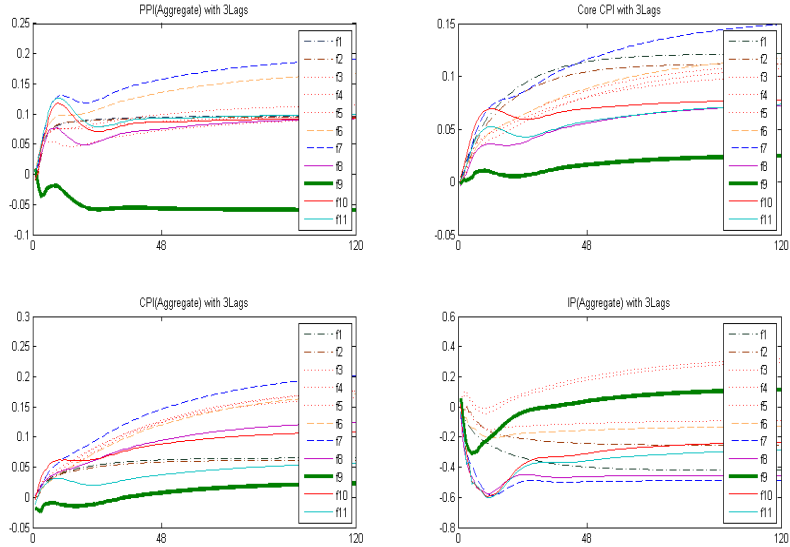


그림 8: 긴축통화정책에 대해 요인 수에 따른 한국 집계자료 반응

모든 경우에 대해 생산 지표가 금리 인상에 대해 감소하는 모습을 보인다. 이러한 결과에 비해 그러나 우측의 상단 그림에서 농수산물과 석유류를 제외한 근원CPI는 요인 수에 상관없이 모두 상승하는 모습을 보인다. 하지만 9개의 요인을 사용할 경우 그나마 가격 상승이 가장 적은 모습을 보인다.

이러한 충격반응함수의 결과를 통해 BGM FAVAR 방식으로 9개 요인으로 첫 번째 단계의 동태적요인분석과 두 번째 단계의 VAR분석에서 시차가 3개인 추정방식으로 분석했다.⁷

⁷ 8개와 9개의 요인을 모형에 구성할 경우 사차 결정에 이용될 AIC, BIC는 다음과 같다. 8개의 요인을 사용할 경우 AIC는 14, 13, 6, 3이고 BIC는 2, 3, 4, 5 순서로 작다. 9개 요인의 경우 14, 13, 12, 11, 6, 3 순으로 가장 작은 값이 나오고 BIC는 분석에서 2, 3, 4, 5, 6, 7 순으로 작은 값이 나왔다. 두 가지 경우에서 모두 3개의 시차를 이용하는 것이 적절하다고 판단된다. BBE(2005)와 BGM(2009)처럼 13시차를 이용할 경우 지나치게 긴 시차로 인해 단기적으로 이자율의 충격반응함수가 0.25에서 하락하는데 0 이하로 최대 -0.25까지 하락한다. 이로 인해 금리 상승 충격에 대해 생산자 물가지수가 상승하는 결과를 보여 3개 시차를 이용하는 경우와 상반된다.

3.2.3 한국 개별가격의 부문별 충격

앞서 분석한 미국 자료와 같은 방식으로 첫 번째 DFA 단계를 통해 한국 집계가격과 개별가격의 인플레이션율에 대한 특징을 <표 6>에 보였다. 동태적 요인 F_t 과 이자율 R_t 로 구성된 공통부문 $\Lambda_t C_t$ 과 고유부문으로 해석한 나머지 잔차항 e_t 를 구분하고, 이러한 부문별로 가격의 변동성과 지속성에 대한 기여를 분석했다.

개별가격과 집계가격의 변동성을 보면, 앞서 3.1.2절에서 분석한 미국의 결과와 비교할 경우 공통부문이 한국 집계가격의 변동성에서 많은 부분을 차지하는 반면 고유부문이 개별가격 대부분의 변동성을 특징짓는 것은 유사하다. 집계가격의 움직임에 대해 PPI의 경우 R^2 값이 0.84%, CPI는 0.51%이고 농산물 및 석유류를 제외하더라도 0.57%로(고유부문이 차지하는 부분은 약 0.49에서 0.43로 하락) 나타나 집계가격의 변동에서 공통부문이 절반 이상 설명한다. 이에 비해 전체 개별가격의 변동성에서 공통부문의 변동성이 차지하는 비중이 평균 $R^2 = 0.25\%$ 에 불과한데 이는 고유부문이 차지하는 비중이 $1 - 0.25 = 0.75\%$ 로 높다는 것을 함의한다. 특히 공통부문의 변동성이 집계가격에 비해

Lag	8 Factors		9 Factors	
	AIC	SIC	AIC	SIC
2	-15.29671	-12.45684	-17.51894	-14.03138
3	-15.48349	-11.28366	-17.68821	-12.52175
4	-15.39739	-9.827942	-17.57002	-10.71274
5	-15.44494	-8.496108	-17.59057	-9.030422
6	-15.60799	-7.269895	-17.70177	-7.426546
7	-15.40045	-5.663093	-17.51215	-5.509511
8	-15.37294	-4.2262	-17.48387	-3.741316
9	-15.13399	-2.567619	-17.4195	-1.924374
10	-15.0537	-1.057321	-17.62526	-0.364761
11	-15.10851	0.328384	-18.05394	0.984887
12	-15.4025	1.485534	-18.7324	2.097889
13	-16.01548	2.334457	-19.86892	2.766116
14	-16.69617	3.126567	-21.2985	3.154742

표 6: 한국 월별자료의 인플레이션에 대한 변동성과 지속성

		Standard deviation(%)			Persistence			
		π	Common components	Sector specific	R^2	π	Common components	Sector specific
Aggregated Series								
	PPI	0.70	0.64	0.28	0.84	0.49	0.58	-0.21
	CPI	0.34	0.24	0.24	0.51	0.23	0.44	-0.19
	CPIcore	0.22	0.16	0.14	0.57	0.53	0.66	0.11
Disaggregated Series								
All	Average	2.36	0.95	2.09	0.25	0.15	0.49	-0.01
	Median	1.50	0.69	1.21	0.20	0.18	0.54	-0.00
	Minimum	0.17	0.05	0.13	0.00	-1.58	-0.50	-1.49
	Maximum	22.87	6.74	21.86	0.83	0.91	0.92	0.77
	Standard deviation	2.95	0.91	2.86	0.20	0.34	0.24	0.30
PPI	Average	2.11	1.08	1.74	0.31	0.21	0.52	0.01
	Average (weighted)	1.56	0.92	1.19	0.24	0.14	0.32	-0.00
	Median	1.62	0.86	1.21	0.29	0.27	0.55	0.01
	Minimum	0.26	0.05	0.25	0.02	-1.07	-0.26	-1.21
	Maximum	14.98	4.32	14.72	0.78	0.65	0.85	0.44
	Standard deviation	1.75	0.80	1.64	0.20	0.26	0.20	0.23
CPI	Average	2.52	0.87	2.31	0.22	0.11	0.48	-0.03
	Median	1.43	0.58	1.20	0.15	0.14	0.53	-0.02
	Minimum	0.17	0.07	0.13	0.00	-1.58	-0.50	-1.49
	Maximum	22.87	6.74	21.86	0.83	0.91	0.92	0.77
	Standard deviation	3.48	0.97	3.38	0.19	0.38	0.27	0.34

커졌음에도 불구하고 개별가격의 R^2 는 하락하였고 고유부문의 변동성은 더 크게 증가했다. 이를 통해 공통부문의 영향력이 낮아졌고 항목이 세부화 되면서 고유부문이 차지하는 부분이 증가했다고 봐야할 것이다.

<표 1>에서 미국 전체 개별가격의 고유부문 변동성이 공통부문 변동성이 3배로 높은 것과 유사하게 한국 개별가격의 변동에서 고유부문이 공통부문에 비해 크다. 하지만 한국의 경우 공통부문 충격의 변동성이 높아 고유부문이 공통부문에 비해 2배 정도밖에 차이가 나지

않는다. 이는 미국에 비해 거시경제 충격에 대해 민감한 한국의 거시경제 환경에 따른 영향으로 생각할 수 있다.

개별가격의 변동성에 대해 공통부문이 차지하는 부분이 작은 이러한 결과는 기존의 한국의 개별가격에 대해 분석한 박강우(2009)와 차이를 보인다. 박강우(2009)의 <표 1>에서 개별 CPI는 $R^2 = 0.33\%$ 으로 낮은 값을 보이지만 개별 PPI의 경우 $R^2 = 0.41\%$ 로 공통부문으로 인한 개별가격의 변동성이 절반에 가까운 수준으로 영향을 미친다고 보였다. 이러한 차이를 보이는 근본적인 원인으로 추정에 사용된 자료의 빈도 차이와 사용된 기본정보의 차이를 들 수 있다. 요인 F_t 를 추출하는 방식에 있어 2.3.1절의 추출 방식과 각주 1의 추출 방식은 유사한 결과를 보인다는 BGM(2009)의 각주 8과 9에 의거해 공통부문의 R^2 차이가 나타났다고 보기는 힘들다. 또한 기본자료에 사용된 항목이 더 다양하게 추가됐음에도 불구하고 이러한 결과를 보여, 이러한 결과는 앞선 연구에서 개별가격이 횡단면으로 취합되는 과정에서 나타나는 집계편의(aggregation bias)로 집계가격과의 동태적 움직임 차이를 보이는 이유와 마찬가지로 월 단위 자료를 분기자료로 취합하는 시계열 과정에서도 집계편의가 발생할 가능성이 높다.

개별 품목에서 공통부문과 고유분이 평균적으로 설명하는 정도의 차이도 크지만 개별 품목간의 변동성 차이도 상당히 크게 나타난다. 여러 개별가격 중 공통부문이 가장 많이 차지하는 품목의 경우 R^2 는 집계가격과 맞먹는 반면, 공통부문이 차지하는 정도가 0에 가까운 품목도 존재한다. 또한 개별가격 간 전체 물가상승률의 변동성의 표준편차를 보게 되면 미국자료에 비해 높은 편인데 이러한 품목 간 차이는 PPI와 CPI를 분류해 고려해 보면, 항목 간 편차는 PPI가 더 크게 나타난다. 따라서 이를 통해 개별 품목은 서로 차이를 보이면서 집계가격보다

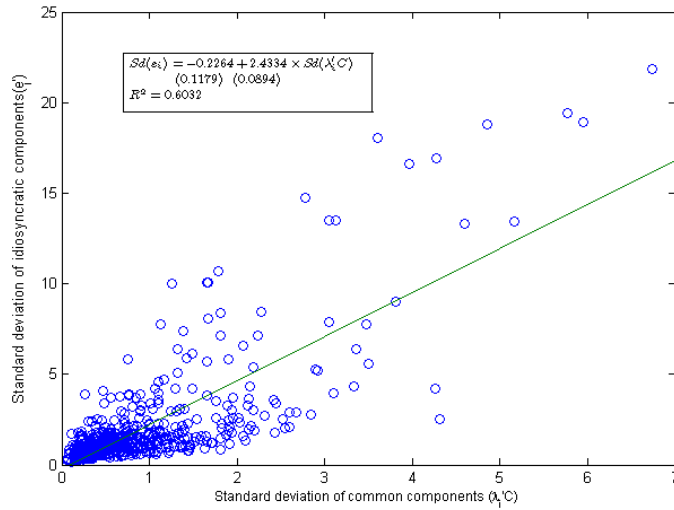


그림 9: 한국 인플레이션율 변동성의 공통부문과 고유부문 관계

고유부문에 대해 민감하고 높은 변동성을 보인다. 흥미로운 것은, 미국의 단순평균과 가중평균이 큰 차이를 보이지는 않는 것에 비해 한국의 경우 PPI의 단순 평균과 가중평균의 차이를 보이는 것으로 보아 집계 변수와 개별변수의 차이에 가중치의 효과가 존재할 수 있다는 것을 알 수 있다.

개별가격의 변동성의 공통부문과 고유부문간의 관계를 보면 통계적으로 유의한 양의 관계를 나타낸다. <그림 9>에서 개별품목의 공통부문 변동성이 1단위 커질 경우 고유부문 변동성은 평균 2.44(표준편차 0.0894) 증가한다. 또한 <표 7>에 단순 상관계수가 0.78로 높은 양의 관계를 나타낸다. 이러한 결과는 박강우(2009)와 유사하게 나타나 한국의 월별자료를 통해서도 가격을 빈번하게 조정하는 기업들이 고유부문 충격에 대해서도 민감하게 반응한다는 것을 알 수 있다.

표 7: 한국 횡단면 추정값들의 상관관계

<i>Panel A : All prices(PPI and CPI)</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.83	1.00	-0.21	-0.42	-0.39	-0.31	-0.21	-0.02	-0.17	-0.13
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.78	0.22	-0.18	-0.38	-0.14	-0.25	-0.07	-0.22	-0.20
Sd(e_i)			1.00	-0.28	-0.45	-0.38	-0.33	-0.20	-0.01	-0.17	-0.12
R^2				1.00	0.45	0.00	0.29	-0.09	-0.14	0.11	0.06
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.54	0.88	0.15	0.03	-0.02	-0.06
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	0.32	0.25	0.07	-0.01	-0.03
$\rho(e_i)$							1.00	0.11	0.04	-0.06	-0.09
AC1								1.00	0.70	-0.07	-0.06
AC12									1.00	-0.09	-0.09
IRF6										1.00	0.96
IRF12											1.00
<i>Panel B : PPI prices</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.74	0.98	-0.07	-0.26	-0.13	-0.14	-0.13	0.00	-0.05	-0.06
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.60	0.47	0.10	-0.16	0.11	-0.15	-0.05	-0.22	-0.28
Sd(e_i)			1.00	-0.23	-0.34	-0.10	-0.19	-0.10	0.03	-0.01	-0.01
R^2				1.00	0.52	-0.04	0.29	-0.16	-0.19	-0.02	-0.08
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.47	0.73	0.12	0.08	-0.14	-0.16
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	0.09	0.23	0.14	-0.14	-0.10
$\rho(e_i)$							1.00	0.04	0.07	-0.10	-0.11
AC1								1.00	0.74	-0.10	-0.09
AC12									1.00	-0.12	-0.13
IRF6										1.00	0.97
IRF12											1.00
<i>Panel C : CPI prices</i>											
	Sd(π_i)	Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)	Sd(e_i)	R^2	$\rho(\pi_i)$	$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$	$\rho(e_i)$	AC1	AC12	IRF6	IRF12
Sd(π_i)	1.00	0.90	1.00	-0.26	-0.45	-0.45	-0.35	-0.33	-0.05	-0.23	-0.17
Sd($\lambda'_i \mathbf{C}$)		1.00	0.87	0.05	-0.30	-0.48	-0.23	-0.35	-0.07	-0.22	-0.14
Sd(e_i)			1.00	-0.30	-0.46	-0.44	-0.36	-0.32	-0.05	-0.24	-0.17
R^2				1.00	0.42	-0.01	0.29	0.02	-0.04	0.23	0.20
$\rho(\pi_i)$					1.00	0.56	0.92	0.23	0.03	0.04	0.00
$\rho(\lambda'_i \mathbf{C})$						1.00	0.39	0.32	0.05	0.06	0.01
$\rho(e_i)$							1.00	0.19	0.05	-0.04	-0.07
AC1								1.00	0.63	-0.04	-0.04
AC12									1.00	-0.08	-0.08
IRF6										1.00	0.96
IRF12											1.00

다음은 식 (2.5)에서 보인 동태적 요인모형의 AR시차 계수들의 합으로 구한 한국 인플레이션을 지속성을 보게 되면 한국은 미국에 비해 상당히 지속성이 낮다. 특히, 미국과 유사하게 개별가격이 집계가격보다 짧다. 구체적인 통계치를 통해 보면 개별가격자료들의 평균 지속성은 0.15이고 중위수는 0.18로, 이는 <표 1>에 나타난 미국의 전체 개별자료의 평균 지속성 0.49와 중위수 0.59 보다 상당히 낮다. 개별가격과

집계가격을 비교하면 한국 집계 PPI의 지속성은 0.49이고 이보다 낮은 집계 CPI는 석유류와 농수산물 등 변동성이 큰 품목들로 인해 지속성이 짧아져 0.23로 나타났다. 그럼에도 불구하고 이는 개별 가격의 평균 지속성보다 낮다.

부문별 충격으로 인한 지속성을 보면, 공통부문이 개별항목과 집계수준의 대부분의 지속성을 특징짓는다. <표 6>에서 고유부문으로 인한 지속성 계수는 평균적으로 음수를 보여 이를 통한 개별가격 효과는 무의미하다. 이에 비해 공통부문 계수는 집계가격과 개별가격의 평균이 유사하다.

한국 개별 품목 간 지속성 차이도 어느 정도 보인다. 개별 품목 중에서는 전체 지속성이 오히려 음수인 항목도 있다. 이를 통해 개별 자료가 집계되는 과정에서 개별가격의 공통부문 지속성을 대부분 그대로 내재하면서 고유부문의 차이가 상쇄되는 것을 알 수 있다.

개별 품목의 인플레이션을 지속성과 변동성 간의 관계는 <표 7>를 통해 보게 음의 관계를 볼 수 있다. 부문별로 변동성과 지속성 사이의 관계를 보면, 전체 인플레이션율은 -0.42, 공통부문은 -0.38이고, 고유부문은 0.33이다. 보다 세부적으로 CPI와 PPI를 분류해 보더라도 결과는 마찬가지로 변동성과 지속성간 음의 관계를 보인다. 이는 앞서 Calvo모형을 통해 예측되는 변동성과 지속성 사이에 음의 관계에 부합한다.⁸

다음은 2.3.3에서 설명한 부문별 충격과 추가적으로 통화정책 충격에 대한 개별 PPI와 CPI의 충격반응함수를 <그림 10>를 통해 볼 수 있다. 또한 이해를 돕기 위해 <그림 11>에서 IP의 충격반응함수를

⁸ 다만, BGM미국 분석에서 Bils and Klenow(2004)의 개별가격이 바뀐 빈도와 부문별 지속성과의 상관관계를 통해 Calvo형 경직성이 공통부문 충격 분석에 보다 적합하다고 제시한 근거에 대해 한국 자료도 부합하는지는 추가적인 연구가 필요하다.

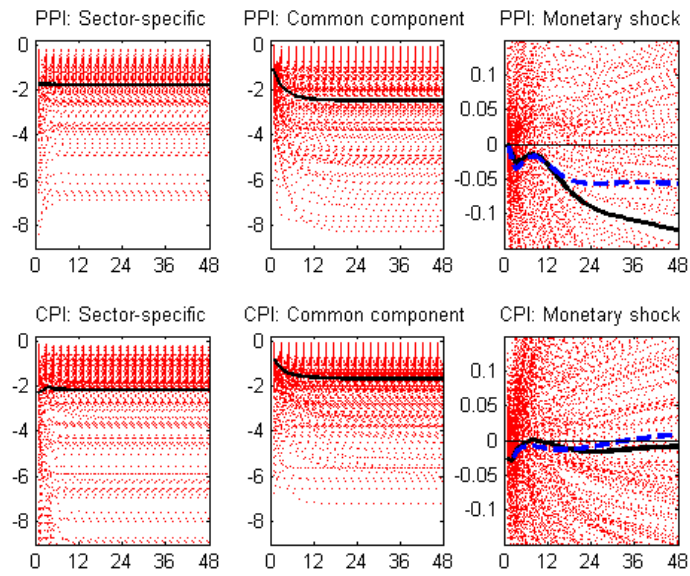


그림 10: 한국 부문별 충격에 대한 가격 반응

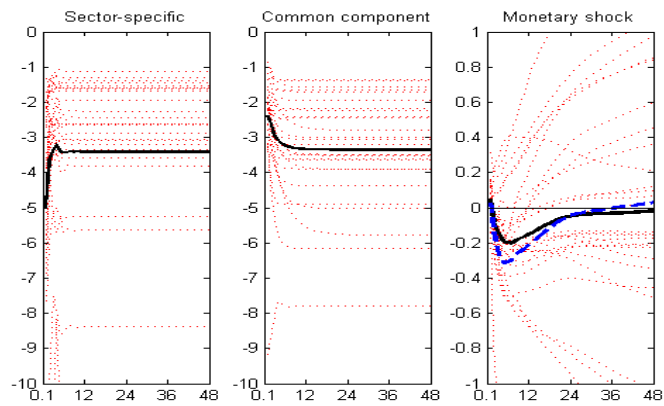


그림 11: 한국 부문별 충격에 대한 산업생산지수 반응

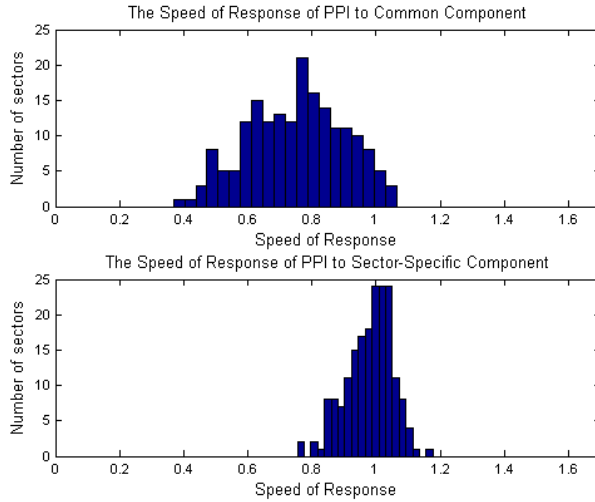


그림 12: 한국 개별 PPI의 부문별 충격에 대한 반응속도

보였다. 여기서, 개별가격자료는 로그차분으로 변환시키고 추정한 후 지수함수의 누적합계를 취하여 반대로 변환시킨 수준변수이다.

첫 번째 열은 고유부문 표준편차 한 단위에 대한 충격을 나타내는데 개별가격은 품목마다 변동이 크게 상이하지만 평균적으로 충격이 발생하는 즉시 영구 수준으로 떨어진다. 이는 미국 자료와 유사하게 개별 품목별로 고유부문으로 인한 변동성은 크지만 길게 지속되지 않는 결과를 보인다. 이러한 가격지수의 단기 움직임은 <그림 11>에 보인 IP를 통해 본 수량 지수에 대해서도 마찬가지다. 여기서도 고유부문 충격에 대해 단기에 장기수준으로 즉시 조정되는 움직임을 보인다.⁹

짧은 고유부문의 효과와 달리 공통부문에 대한 충격은 개별가격

⁹대부분의 생산 품목은 충격이 발생한 직후에 하락한 후 소폭 상승하며 이후 장기 수준에 도달하는데 일부 품목의 경우 충격 발생 2~3개월 이내 장기 균형수준보다 높은 수준으로 상승하여 충격직후 단기 수준이 장기 수준과 차이를 보인다. IP 품목 중 (광공업), (자동차 및 트레일러), (음료품), (금속) 항목은 고유부문 충격 발생 직후 단기 하락한 수준에서 상당한 정도로 장기수준보다 높게 다시 상승한 후 장기수준으로 다시 하락한다.

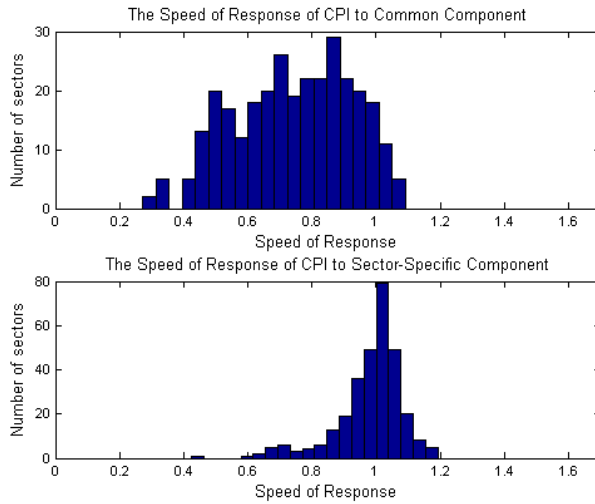


그림 13: 한국 개별 CPI의 부문별 충격에 대한 반응속도

에 대해 시간을 두고 지속적인 가격 변화를 보인다. <그림 10>의 두 번째 열에 공통부문 충격에 대한 개별 PPI와 CPI의 움직임을 보면 개별 가격은 충격이 발생할 때 고유부문 충격처럼 즉각적으로 영구수준에 도달하지 않고 시차를 둔 가격변화를 보인다. 또한 생산에 대한 공통부문 효과를 나타내는 <그림 11>의 두 번째 열에서도 이와 비슷한 효과를 보인다. 이러한 공통부문 효과로 한국의 개별가격이 점진적으로 하락하는 결과는 미국 자료의 결과와 유사하지만, <표 6>에 나타난 바와 같이 한국 개별가격에 대한 공통부문 충격은 미국에 비해 지속성이 훨씬 짧은 결과를 보인다. 가시적으로 가격지수의 경우 대략 평균 1년 이내 장기수준에 도달하는데, 이는 미국에 비해 상당히 짧은 거시 충격의 지속성을 보인다.

각 부문별 충격에 대한 개별가격의 충격반응속도는 고유부문에 대해 대부분의 품목이 평균적으로 공통부문 충격보다 빠르게 반응하

고 유사한 속도로 반응한다. <그림 12>에서는 PPI에 대해 공통부문과 고유부문 충격에 대한 반응속도의 분포가 나타나있고 <그림 13>에는 CPI의 부문별 충격에 대한 반응속도 분포가 나타나있다. 개별 PPI와 CPI의 모두 고유부문 충격에 대해 더 높은 값을 중심으로 분포되어 있다. <표 8>를 통해 중위값과 평균을 보면 개별가격이 고유부문에 대해 높은 값을 가진다. 이는 개별가격 자료들이 각 부문별 충격으로 인해 장기수준으로 조정되는 속도가 고유부문 충격에 대해 공통부문 충격보다 더 빨리 도달한다는 것을 보인다. <그림 12>와 <그림 13>의 분포를 보게 되면 공통부문에 대해 분포가 넓게 퍼져있고 고유부문에 대해서는 상수값 1 근방에서 조밀하다. 이는 고유부문 충격으로 인한 개별가격의 반응이 대부분 6개월 이내에 장기수준까지 도달하지만 공통부문에 대해서는 품목마다 상이한 반응속도 차이를 나타낸다. 직관적으로 대부분의 개별 기업들이 고유부문 충격이 발생할 때 서로 비슷하게 단기간에 대부분의 가격 변동분을 반영해 새로운 가격으로 조정하지만, 거시경제 충격에 대해서는 시간을 두고 산업별로 해당 충격에 대해 산업별로 다르게 최적으로 대응한다.

한 가지 흥미로운 것은 이러한 결과는 앞서 미국의 개별가격이 공통부문에 대해 충격반응속도 분포가 더 조밀하게 나타난 것과 대비되는 결과다. 이는 앞서 설명한 BGM 방식으로 동일하게 추정한 결과지만 결과는 베이지안 방식으로 추출한 공통부문과 고유부문이 서로 다른 시계열과정을 따른다는 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)의 결과와 동일하다. 이는 향후 동태적요인모형의 분석 모형에 관한 연구나 Mackowiak et al.(2009)와 유사하게 한국 개별 가격자료만을 이용한 연구에 따른 추정결과 차이에 대해 밝혀질 문제이다. 또한 미국 자료와 동일하게 생산자물가지수는 충격반응속도 부문 간 유의한 관

표 8: 한국 개별가격 충격반응속도

	PPI Speed of Response		CPI Speed of Response	
	to Common Component	to Specific Component	to Common Component	to Specific Component
Average	0.75	0.98	0.74	0.98
Median	0.76	0.99	0.76	1.01
Std. deviation	0.15	0.07	0.18	0.11
Correlation	0.02		0.33	

계가 없지만 소비자 가격지수는 고유부문에 대해 빠르게 반응하는 품목들이 공통부문에 대해서도 빠르게 반응하는 결과를 보인다.

여기서 나타난 결과만을 고려할 경우, 개별가격은 중앙 정부의 조세정책이나 통화정책 같은 범산업적인 거시경제 충격보다 특정산업의 규제 정책이나 해외 충격 같은 고유부문 충격에 대해서 더 민감하게 반응하는 것으로 보인다.

3.2.4 한국 개별가격에 대한 통화정책의 효과

개별가격에 대한 공통부문의 점진적인 효과는 미국 자료와 마찬가지로 각 요인마다 요인변환을 하는 등의 명확한 식별 과정을 거치지 않아 한국 공통부문의 영향은 개별가격에 대해 다양한 거시적인 요인들의 복합적인 효과를 나타낸다. 따라서 이러한 복합적인 효과가 이론적인 해석이 불가능하기 때문에 공통부문의 한 종류로 식별한 통화정책에 대한 반응의 효과를 <그림 10>의 세 번째 열에 보였다.

무담보 콜금리의 표준편차 25% 상승에 대한 개별 품목의 움직임은 평균적으로 하락하는 모습을 보이나 개별 품목마다 상당히 다른 양상을 보인다. CPI와 PPI 집계가격의 움직임을 보면 PPI에 대해 통화정책의 효과가 더 크게 나타난다. 굵은 점선인 집계 PPI와 검은 실선의

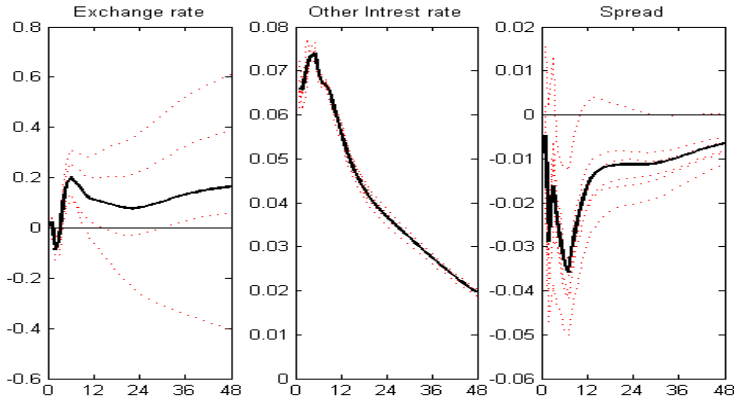


그림 14: 한국 통화정책에 대한 환율, 금리, 스프레드 반응

개별 PPI의 평균은 다소 차이를 보이지만 공통부문 충격과 마찬가지로 점진적인 효과를 보인다. 이에 비해 CPI의 경우 통화정책에 대한 효과가 PPI에 비해 장기적인 효과는 미미하지만 오히려 단기에 하락하는 움직임을 보인다. 두 가지 경우 모두 집계가격에 대해 Bernanke, Boivin, and Elias(2005)에서 기술된 바와 같은 예상치 못한 금리 인상에 대해 물가가 상승하는 가격퍼즐(price puzzle)이 다양한 정보 변수가 추정모형에 이용되어 개선된 결과를 보인다.

금리 충격에 대한 효과를 다른 거시경제변수에 대해 보게 되면 <그림 11>의 세 번째 열에서 IP는 단기적으로 하락하는 모습을 보인다. 이는 기존의 거시경제 이론과 부합하는 결과이다. 또한 이자율 충격에 대한 생산의 장기수준이 0임을 보여 화폐의 장기중립성도 유효함을 보이고 있다. <그림 14>에서는 생산 이외에 환율, 다른 시중금리, 그리고 금리 스프레드의 충격반응 함수를 보이고 있다. 정책 콜금리 25% 인상에 대해 환율은 상승하고 다른 이자율도 시간이 지남에 따라 하락하는 움직임을 보인다. 중앙은행의 정책금리와 다른 시중 금리의

스프레드는 이자율이 상승함에 따라 경제 주체들의 경기 둔화 예상하여 장기금리나 다른 단기 시장 금리들이 정책 금리보다 낮아질 것으로 예상되는데 충격반응함수도 상당히 낮은 음수에서 점차 상승하는 모습을 보인다.

개별가격품목의 이자율 상승에 대한 반응을 보면 미국자료의 결과와 다르게 단기적인 움직임도 빈번하다. 이는 한국 분기자료로 분석한 박강우(2009)와 비슷한 결과인데, 여기서도 금리인상에 대해 개별가격이 집계가격에 비해 신속적인 결과를 보인다. 따라서 이러한 개별가격의 움직임은 집계되는 과정에서 경직적으로 보일 수 있다는 박강우(2009)의 결과와 상통한다. 따라서 이러한 한국 개별 자료의 짧은 가격경직성에 대한 결과는 Bils and Klenow(2004)나 기존의 연구에서 미국 개별 자료가 집계가격 자료와 다른 움직임을 보이는 결과와 같은 맥락을 보인다.

그러나 Boivin, et al(2009)결과에서 미미했던 개별가격의 물가파장의 빈도는 더 빈번해졌다. <그림 10>에서 금리에 대한 충격반응함수를 보면 미국보다 많은 품목들이 상승하는 반응을 보인다. 하지만 <표 9>의 오른쪽 마지막 두 행에 나타난 충격 발생 6개월 이후와 12개월 이후의 가격 수준을 보면 전체 개별가격의 움직임은 평균적으로 음수이고 이는 PPI와 CPI 개별적으로 마찬가지이다.¹⁰ 이러한 빈번한 가격상승 현상도 박강우(2009)와 동일하게 나타났는데, 이에 대해 기업이 금리 인상에 대한 자본조달의 한계비용이 증가함에 따라 가격을 올리는 비용채널 효과로 설명한다.

¹⁰BGM(2009)나 BBE(2005)와 같이 13시차를 통해 보다 장기적인 분석을 보게 되면 25% 콜금리인상에 대해 점진적으로 감소하다 평균적으로 1년 이내에 오히려 0보다 낮은 수준으로 떨어지는 결과를 보인다. 이러한 이자율이 과대 하락하는 움직임과 결과와 더불어 가격지수는 단기적으로 상승하다 장기적으로 0이하로 떨어지고 생산량은 증가하는 모습을 보인다.

표 9: 긴축 통화정책에 대한 한국 월별 가격자료의 충격반응

		Autocorrelation of π_{it} Condition on shock				Price Response (in percent)	
		1st order	3rd order	6th order	12th order	6 months	12 months
Aggregated Series							
	PPI	0.98	0.93	0.87	0.75	-0.02	-0.03
	CPI	0.94	0.79	0.68	0.49	-0.01	-0.01
	CPIcore	0.97	0.90	0.79	0.59	0.00	0.00
Disaggregated Series							
All	Average	0.97	0.91	0.82	0.65	-0.01	-0.02
	Median	0.98	0.93	0.85	0.69	-0.00	-0.01
	Minimum	0.77	0.55	-0.07	-0.25	-0.58	-0.79
	Maximum	0.99	0.96	0.91	0.78	0.44	0.88
	Standard deviation	0.02	0.05	0.09	0.13	0.13	0.20
PPI	Average	0.97	0.91	0.81	0.63	-0.02	-0.04
	Average (weighted)	0.68	0.64	0.57	0.45	-0.03	-0.05
	Median	0.98	0.93	0.85	0.69	-0.00	-0.01
	Minimum	0.77	0.55	-0.07	-0.25	-0.58	-0.79
	Maximum	0.99	0.96	0.91	0.78	0.42	0.88
	Standard deviation	0.03	0.06	0.12	0.16	0.14	0.21
CPI	Average	0.97	0.92	0.83	0.66	-0.00	-0.01
	Median	0.98	0.93	0.85	0.69	-0.00	-0.01
	Minimum	0.82	0.61	0.18	-0.06	-0.50	-0.71
	Maximum	0.99	0.96	0.90	0.77	0.44	0.76
	Standard deviation	0.01	0.04	0.07	0.10	0.13	0.20

요인을 부과한 VAR 추정을 통해 통화정책에 대한 분석이 개선된 것을 보기 위해 단순 VAR와 <그림 15>와 <그림 16>에서 비교했다. <그림 15>는 시계방향으로 이자율, IP, 그리고 PPI의 충격반응 함수이고 <그림 16>은 PPI대신에 CPI를 넣었을 때의 충격반응함수의 비교이다. <그림 15>에서 굵은 점선은 3개의 거시경제 변수로 분석한 단순 VAR의 충격반응함수를 그린 것이고 얇은 실선은 여기에 추가로 요인변수를 부과한 VAR추정이다. 굵은 실선이 나타내는 것은 기준이 되는 앞서 분석한 9요인 3시차 FAVAR추정이다. 이자율에 대해서는 어

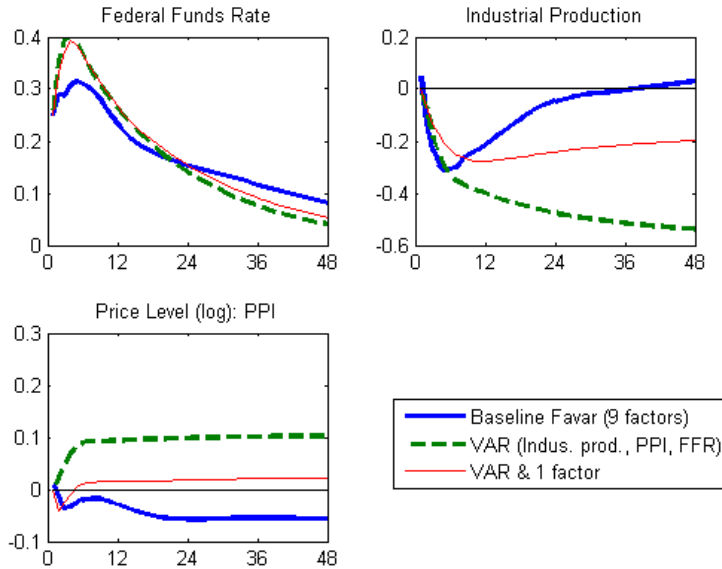


그림 15: 요인이 부과된 통화정책 반응 비교 - PPI

느 모형이나 비슷한 형태를 보이는데 IP의 경우 요인을 PPI가 포함된 추정에 부과될 때 장기수준이 0에 더 가까워지는 결과를 보인다. 가격지수의 경우 PPI는 요인을 1개 이용하면 충격이 발생한 직후 가격이 하락하여 단순 VAR보다 분석을 개선함을 알 수 있다. <그림 16>에서 가격지수를 CPI로 대신해 분석한 경우 가격의 예상 반응형태가 단순 추정결과의 형태와 유사하다.¹¹

미국자료에서는 개인소비지출 항목에 가격지수에 대응하는 수량지수를 통해 부문별 충격에 대한 품목별 가격지수와 수량지수의 상관관계를 구해 고유부문충격을 공급 충격이라고 식별했다. 그러나 한국의 경우 이러한 가격지표에 정확히 대응하는 월별 소비지표가 없고,

¹¹CPI를 사용한 추정의 경우 추가로 1개의 요인만을 이용할 경우 가격의 움직임이 개서되지 않지만 <그림 15>에 3개의 요인이 부과된 추정이 단순VAR와 유사해진 것처럼 요인의 개수가 증가할수록 기준인 9개 요인 추정에 가까워진다.

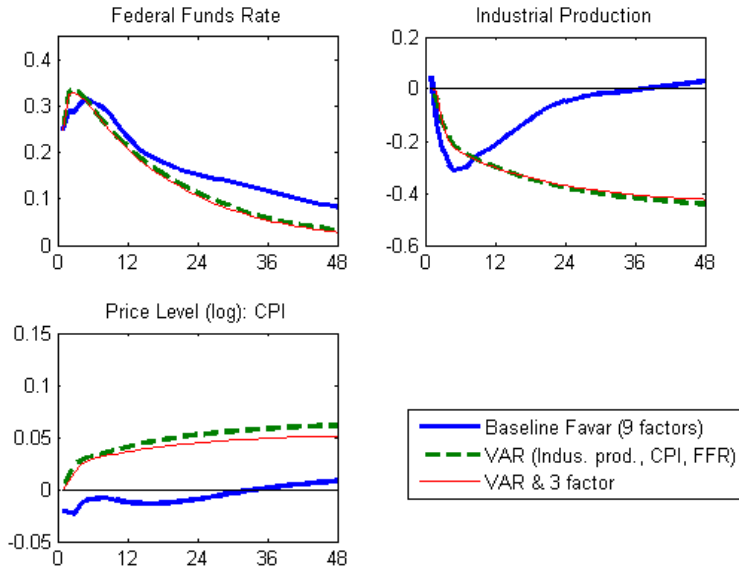


그림 16: 요인이 부과된 통화정책 반응 비교 - CPI

이를 대신해 사용한 산업생산지수는 생산자물가지수와 품목이 다르고 사용 가능한 자료도 적어 부문별 충격에 대한 상관관계를 보일 수 없다.

고유부문 충격의 식별을 보완하기 위한 한 가지 대안으로는 Beck, Hubrich, and Marcellino(2011)에서 유로지역의 물가에 대해 보인 바와 같이 잔차항을 좀 더 세분화 시키는 것이다. 동태적 요인분석에서 산업 고유부문에 해석된 잔차항에 대해 추가적으로 나라지역별 고유부문(국가별 재정정책 또는 국가차원의 근로기준법 개정)이나 특정 나라의 특정산업 고유부문(특정 국가에서 특정 물품에 대한 세율 변경)으로 분리해 고유부문을 식별하는 것이다. Beck et al.(2011)에서는 잔차항을 지역고유부문, 산업고유부문, 그리고 특정지역의 산업고유부문에 분리하면 <표 1> 또는 <표 6>에 나타난 미국과 한국의 분석결과

에서 산업고유부문이 개별가격 전체 변동성의 75% ~ 85%를 차지하는 것처럼 높게 나타나지 않고 14%에 불과한 것으로 나타난다. 또한 지역 고유부문과 특정지역의 산업고유부문이 공통부문보다 지속성이 낮지만 개별가격 전체의 변동성에서 더 큰 영향을 차지하는 것으로 나타난다. 특히, 지역고유부문의 전체 변동성에서 20%를 차지해 산업고유부문과 유사하지만 지역-산업고유부문은 전체 개별가격 변동성에서 60%를 차지하는 것으로 나타나 잔차항에 대한 해석이 단순히 산업고유부문이라고 해석하는 데에 주의할 것을 강조한다. 한국의 경우에도 16개 시도 단위의 물가상승률이 500여개의 품목에 대해 통계청에서 제공된다. 이를 통해 향후 고유부문에 대한 식별을 세분화시켜 산업별 공급이나 수요 충격이외 추가적인 해석이 가능할 것으로 본다.

제 4 장

개별가격 반응에 대한 New-Keynesian 모형 소개

앞서 기술한 바와 같이 개별가격은 미국 자료와 한국 자료에서 모두 부문별 충격에 대해 상이한 반응을 보인다. Carvalho and Lee (2011)에서는 미국 자료를 바탕으로 고유부문과 개별부문에 대해 개별가격 변수가 다른 움직임을 보인 결과를 독점적 경쟁시장과 가격 경직성을 이용한 New-Keynesian 모형에 추가적인 가정을 바탕으로 시현했다. 부문별 충격에 대한 분류가 안 된 기본 모형을 기준으로 외생적인 충격을 분류해 이것이, 실령 동일한 시계열 과정을 따른다고 가정해도, 개별가격은 고유부문과 공통부문에 대해 동태적 움직임이 달라질 수 있다는 것을 보였다.

여기서 기본 New-Keynesian 모형에 추가한 가정은 투입-산출 연관 생산(input-output linkage production), 산업 고유 투입요소 존재(segmented input market), 테일러 준칙(Taylor Rule)이다. 이를 통해 New-Keynesian 필립스 곡선의 명목한계비용 항목에서 외생변수에 대한 효과를 분리했다.

보다 구체적으로 기본 New-Keynesian 모형에 추가적인 가정은 다음과 같다. (i) 다부문 산업에 산업별 가격 경직성 확률이 상이하다. (ii) 산업별 고유 수요와 공급 충격이 존재. (iii) 개별 산업의 최종재는 다른 산업의 생산투입요소가 된다. (iv) 개별 생산투입요소 중 산업 고유생

산요소가 존재한다. 여기서 특정 산업의 고유한 생산요소는 노동시간으로 표현됐다. 이를 통해 BGM 방식으로 미국자료에서 추정한 사실들을 상당부분 구축하게 되었는데 여기서는 기본적인 모형을 설명하고 추가적인 가정의 역할을 설명하고자 한다.

4.1 모형의 개괄적 설명

개별기업 ik 는 연속체 $i \in [0, 1]$ 내에서 존재하고 $k \in \{1, 2, \dots, K\}$ 번째 산업에 포함되어 있다. 각 산업별로 n_k 개가 분포된 이러한 개별기업들은 산업 k 에 포함된 지표 i 들의 집합이 \mathcal{I}_k 로 나타내고(즉, $\bigcup_{k=1}^K \mathcal{I}_k = [0, 1]$) 경제 전체에 존재하는 총 기업의 수는 $\sum_{k=1}^K n_k = 1$ 이다.

개별기업 ik 가 t 기에 당면하는 생산함수는 다음과 같다.

$$Y_{k,t}(i) = A_t A_{k,t} H_{k,t}(i)^{1-\delta} Z_{k,t}(i)^\delta \quad (4.1)$$

여기서 $Y_{k,t}(i)$ 는 기업 ik 의 생산량, A_t 는 경제 전체 생산충격, $A_{k,t}$ 는 산업 k 내의 생산충격, $H_{k,t}(i)$ 는 기업 ik 가 고용하는 노동시간, $Z_{k,t}(i)$ 는 기업 ik 가 생산에 이용하는 중간재이다. 계수 δ 는 중간재에 대한 생산의 탄력성으로 다른 기업들의 최종재에 대한 소요를 나타내는 척도이다.

기업의 생산에 필요한 요소인 노동력 $H_{k,t}(i)$ 는 가계로부터 고용하는데 산업 k 에 고용되는 전체 노동력은 $H_{k,t} = \int_{\mathcal{I}_k} H_{k,t}(i)$ 이다. 여기서 노동시장은 각 산업별로 고유하게 존재해 다른 산업의 노동시장으로부터 고용이 대체되지 않는다. 즉, 개별기업 ik 입장에서 고용은 k 산업내의 다른 기업들과 같은 노동력을 사용하지만 다른 산업 k' 에 속

하는 기업들이 사용하는 노동력은 사용할 수 없다.

또 다른 중요한 생산요소인 중간재 $Z_{k,t}(i)$ 는 다른 기업들의 최종 생산물로 구성된 복합체다. 이러한 중간 투입 요소가 합산되는 과정은 Dixit-Stiglitz 집합자를 이용해 단계별로 각 산업 내에서 통합되고, 다음 경제 전체 수준에서 모든 산업을 통합하는 수순으로 통합된다. 기업 ik 가 이용하는 중간재 $Z_{k,t}(i)$ 는 각 산업별 생산물별로 산업별 재화 간 대체수요탄력성 η 로 합산됐다.

$$Z_{k,t}(i) = \left(\sum_{k'=1}^K (n_{k'} D_{k',t})^{1/\eta} Z_{k,k',t}(i)^{(\eta-1)/\eta} \right)^{\eta/(\eta-1)} \quad (4.2)$$

여기서 $D_{k,t} > 0$ 는 $\sum_{k=1}^K n_k D_{k,t} = 1$ 를 만족하는 수요충격이다. 또한 $Z_{k,k',t}(i)$ 는 k 산업 내에 기업 ik 가 중간재로 사용하는 k' 산업 재화인데 산업 내 재화 간 대체수요탄력성 θ 로 다음과 같은 통합과정을 거친다.

$$Z_{k,k',t}(i) = \left(\left(\frac{1}{n_{k'}} \right)^{1/\theta} \int_{\mathcal{I}'_k} Z_{k,k',t}(i, i')^{(\theta-1)/\theta} di' \right)^{\theta/(\theta-1)} \quad (4.3)$$

이때 $Z_{k,k',t}(i, i')$ 는 기업 ik 가 구매하는 기업 $i'k'$ 의 생산물이다.

물가수준 경직성에 관한 결정에 대해서는 New Keynesian 기본 모형에서 자주 사용되는 Calvo(1983)형 가격 경직성 모형을 이용하였다. 즉, k 산업의 기업은 매기 $1 - \alpha_k$ 의 확률로 새로운 가격을 $P_{k,t}^*$ 수준으로 결정해 k 산업 물가 $P_{k,t}$ 는 이러한 중첩적 가격설정(staggered price set-

ting)과정에 따라 다음과 같이 정해진다.

$$\begin{aligned}
 P_{k,t} &= \left[\frac{1}{n_k} \int_{\mathcal{I}_k^*} P_{k,t}^{*1-\theta} di + \frac{1}{n_k} \int_{\mathcal{I}_k - \mathcal{I}_{k,t}^*} P_{k,t-1}(i)^{1-\theta} di \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \\
 &= \left[(1 - \alpha_k) P_{k,t}^{*1-\theta} + \alpha_k P_{k,t-1}^{1-\theta} \right]^{\frac{1}{1-\theta}} \quad (4.4)
 \end{aligned}$$

여기서 $P_{k't}(i)$ 는 개별기업 ik' 가 결정하는 가격 수준이고 이들 중 무작위로 집합 $\mathcal{I}_{k,t}^* \subset \mathcal{I}_k$ 에 포함된 $n_k(1 - \alpha_k)$ 개의 기업들은 $P_{k,t}^*$ 수준으로 개별가격은 조정된다.

위와 같은 가격 조정방식에 놓인 두 가지 유형의 기업 중 t 기에 가격을 변경하는 기업은 미래의 예상이윤을 극대화시키는 수준으로 현재가격 $P_{k,t}^*$ 를 정할 것이다. 또한 최적가격수준을 결정함에 앞서 개별기업은 다음과 같은 비용최소화 문제에 직면해 생산에 사용된 투입 요소들의 최적수준을 결정할 것이다.

산업별로 분리된 이러한 모형으로 외생변수들이 부문별로 구분된 New Keynesian 모형에 추가적으로 필요한 가정은 통화정책 당국과 정책금리 결정방식의 형태이다. 즉, 경제 전체의 총수요로 나타난 통화량이 확률적인 과정을 따르는데 이러한 확률적인 총수요에 대해 다음과 같은 Taylor 준칙의 형태로 중앙은행은 이자율 경로로 대응한다.

$$I_t = \beta^{-1} \left(\frac{P_t}{P_{t-1}} \right)^{\phi_\pi} \left(\frac{C_t}{C} \right)^{\phi_y} \exp(\mu_t) \quad (4.5)$$

이때 μ_t 는 통화정책 충격이고 C 는 안정화 상태에서 총소비이다.

이러한 다부문 모형 경제하에 k 산업 \mathcal{I}_k^* 에 포함된 개별 기업은 다

음과 같은 기대이윤극대화 문제에 직면하게 된다.

$$\max_{P_{k,t}(i)} \sum_{s=0}^{\infty} \alpha_k^s E_t \left(Q_{t,t+s} \Pi_{k,t+s} \right) \quad (4.6)$$

이때 $Q_{t,t+s} = \beta^s (\Gamma_t / \Gamma_{t+s}) (C_t / C_{t+s}) (P_t / P_{t+s})$ 는 확률적 할인인자 (stochastic discount factor)이고 명목이윤함수는 $\Pi_{k,t+s} = P_{k,t}(i) Y_{k,t+s}(i) - W_{k,t+s} H_{k,t+s}(i) - P_{t+s} Z_{k,t+s}(i)$ 로 Γ_t 는 t 기에 발생하는 선호충격이다. 이에 대한 일계 조건은 다음과 같은 형태로 나온다.

$$\sum_{s=0}^{\infty} \alpha_k^s E_t \left[Q_{t,t+s} \left(\frac{P_{k,t}^*}{P_{k,t+s}} \right)^{-\theta} \left(\frac{P_{k,t+s}}{P_{k,t}} \right)^{-\eta} Y_{t+s} (P_{k,t}^* - \mathcal{M} M C_{k,t+s}) \right] = 0 \quad (4.7)$$

여기서 $\mathcal{M} \equiv \left(\frac{\theta}{\theta-1} \right)$ 이고 $M C_{k,t+s} = P_{t+s} \psi_{k,t+s}$ 는 기업 ik 가 $t+s$ 시점에 직면하는 명목한계비용이다. 여기서 실질한계비용은 보다 세부적으로 $\psi_{k,t+s} = A_{t+s}^{-1} A_{k,t+s}^{-1} \frac{1}{1-\delta} \left(\frac{\delta}{1-\delta} \right)^{-\delta} \left(\frac{W_{k,t+s}}{P_{t+s}} \right)^{1-\delta}$ 로 나타나는데 대부분 생산모형의 총요소생산성이 공통부문 A_{t+s} 와 산업고유부문 $A_{k,t+s}$ 로 분리됐다. 이러한 부문별 충격의 관계는 일계조건을 균제점(steady state) 근방에서 1차 선형근사를 통해 다음과 같이 가격과 실질 한계비용의 관계를 나타내는 기본 New Keynesian Phillips 곡선의 형태에서도 그대로 유지된다.

$$\pi_{k,t} = \beta E_t \pi_{k,t+1} + \frac{1 - \alpha_k}{\alpha_k (1 - \alpha_k / \beta)^{-1}} \left[m c_{k,t} - p_{k,t} \right]$$

이때 명목한계비용 $m c_{k,t} = \frac{(1-\delta)\varphi}{1+\delta\varphi} y_{k,t} + \frac{(1-\delta)}{1+\delta\varphi} c_t - \frac{1+\varphi}{1+\delta\varphi} (a_t + a_{k,t}) + p_t$ 에서 총요소생산성은 공통부문 a_t 와 고유부문 $a_{k,t}$ 로 분리된다. 따라서

실질한계비용은

$$\begin{aligned}
 mc_{k,t} - p_{k,t} &= \left[\frac{(1-\delta)\varphi}{1+\delta\varphi} y_{k,t} + \frac{1}{\eta} (c_{k,t} - c_t) + \frac{(1-\delta)}{1+\delta\varphi} c_t \right] \\
 &\quad - \frac{1+\varphi}{1+\delta\varphi} (a_t + a_{k,t}) - \frac{1}{\eta} (d_{k,t} - \bar{d}_t) \\
 &= \left[\frac{(1-\delta)(1-\omega\varphi+\varphi)}{1+\delta\varphi} c_t + \frac{(1-\delta)\omega\varphi}{1+\delta\varphi} z_t \right. \\
 &\quad \left. + \left(\frac{(1-\delta)\varphi\eta}{1+\delta\varphi} + 1 \right) (p_t - p_{k,t}) \right] \\
 &\quad + \frac{(1-\delta)\varphi}{1+\delta\varphi} d_{k,t} - \frac{(1+\varphi)}{1+\delta\varphi} (a_{k,t} + a_t)
 \end{aligned}$$

이때 $\omega = \delta\left(\frac{\theta-1}{\theta}\right)$ 이고 φ 는 가격의 노동 공급 비효율에 대한 노동공급 탄력성이다. $d_{k,t}$ 와 \bar{d}_t 는 산업단계와 경제 전체의 선호충격으로 총요소 생산성 ($a_t, a_{k,t}$)과 마찬가지로 부문별로 분리가 됐다. 이러한 형태로 각 개별 산업의 최적화를 통해 결정된 개별산업 가격에 대해 외생변수들이 동일한 시계열 과정을 따름에도 불구하고 부문별 충격에 대해 상이한 동태적 움직임을 보이는 것을 분석했다.

4.2 추가적인 가정의 역할

고유부문 충격에 개별가격의 반응이 단기적으로 큰 변동성을 보이기 위해 Carvalho and Lee(2011)에서는 Calvo형태의 가격 경직성에 형태에 앞서 설명한 바와 같이 산업별 고유생산요소 존재, 투입-산출 연관 생산, 그리고 테일러 준칙을 통해 미국의 고유부문 충격에 대한 개별가격의 반응들의 특성을 나타냈다. 이러한 가정을 통해 외생변수들의 충격이 실령 부문이나 형태에 관계없이 같은 시계열 과정을 따른다고 가정해도 개별 기업들이 고유부문충격에 대해 공통부문 충격보다 민감하게 반응함을 보였다.

기업이 최종재를 생산하는 과정에서 다른 산업의 기업들의 재화

를 중간재로 사용할 경우, 서로 다른 개별기업들 가격설정에 대해 전략적 상보성(strategic complementarity)의 성격을 강화한다. 이는 어느 특징이 기업이 새로운 시점에서 가격수준에 대한 결정을 내릴 때 경제 전체 물가수준의 형태로 한계비용에 간접적으로 다른 기업들의 가격수준이 산업 불문하고 영향을 미치게 된다. 특히 이러한 경우 공통부문으로 인해 경제 전체적으로 가격 설정의 동시성(synchronous)이 강화되고 상대적으로 비동시성을 보이는 고유부문은 그 효과가 미미해진다.

산업별 노동 시장의 분리는 고유부문에 대한 개별 기업의 반응이 공통부문과 다른 반응을 보이게 하는 효과를 강화하거나 또는 약화시킬 수 있다. 보다 구체적으로 보기 위해 중간재 효과를 제하고($\delta = 0$) 화폐공급이 외생적인 과정을 따른다고 가정하였다. 이러한 경우, 산업 k 의 물가수준은

$$p_{k,t} = \lambda_1 p_{k,t-1} + \frac{1 - \alpha_k}{\alpha_k(1 - \alpha_k\beta)^{-1}} \frac{1}{\lambda_2} \sum_{s=0}^{\infty} \left(\frac{1}{\lambda_2}\right)^s E_t \left[\begin{aligned} &(1 + \varphi)m_{t+s} - (1 + \varphi)a_{t+s} \\ &-(1 + \varphi)a_{k,t+s} + \varphi d_{k,t+s} \\ &+ \varphi(\eta - 1)p_{t+s} \end{aligned} \right]$$

이 된다. 여기서 기술된 물가수준에 대한 두 식에 대해 경제 전체의 물가 수준 p_t 항과 $p_{k,t}$ 를 역할을 주목해야 한다. p_t 의 계수 $\varphi(\eta - 1)$ 가 양수인 경우 개별 기업은 경제 전체 물가수준에 대해 동시성을 띄게 되므로 위의 중간재 효과와 마찬가지로 개별 기업은 가격 설정에 대해 산업 간 전략적 상보성(strategic complementarity)을 성격을 띄게 된다. 이에 반해 계수가 음수인 경우, 기업은 가격 설정을 산업간 상대 가격에 대해 전략적으로 대체(strategic substitutability)하는 입장을 취하게 된다.

개별 기업이 t 기에 가격을 변경할 경우 채택하게 되는 가격수준은 다음과 같은 형태를 보인다.

$$p_{k,t}^{**}(i) = (1 + \varphi)m_t + \varphi(\eta - 1)p_t - \varphi\eta p_{k,t} - (1 + \varphi)(a_{k,t} + a_t) + \varphi d_{k,t}$$

여기서는 t 기에 개별 기업이 가격을 변경할 경우 m_t 계수 $(1 + \varphi)$ 와 p_t 계수 $\varphi(\eta - 1)$ 를 통해 경제 전체 물가수준의 효과를, $-\varphi\eta$ 를 통해 산업별 가격수준에 대한 영향으로 개별가격 전략태도를 취하게 된다. m_t 계수는 최적가격의 전략적 상보성의 효과를 일방적으로 강화시키고 $p_{k,t}$ 의 계수 $-\varphi\eta$ 는 전략적 대체하는 방향으로 가격정책을 이끈다. 따라서 최적가격은 두 번째 항인 $\varphi(\eta - 1)$ 에 의해 결정된다.

위 두식을 통해 개별 기업이 가격 설정함에 있어 다른 가격과 어떤 전략을 설정하는 지는 중간재 소요의 산업간 탄력성 η 에 따라 결정되고 노동공급탄력성 φ 로 전략의 효과가 증대된다. 산업간 탄력성 η 가 1보다 큰 경우 개별가격은 경제 전체의 물가수준과 동조성이 강화되어 개별 기업은 전체물가수준의 변동에 전략적 상보성의 형태로 대응한다. 반면 ($\eta < 1$)의 경우 반대로 대체적인 가격 전략을 취하게 된다.

대체적인 가격전략은 산업 k 의 가격이 상승할 경우 해당 산업은 상대가격이 높아지게 되어 수요가 감소하게 된다. 이에 산업 k 에 포함된 기업들은 감소한 수요의 압력을 받아 이에 대응하여 공급을 줄여 명목한계 비용이 하락하는 하게 된다. 즉, 산업간 상대가격에 의한 산업간 수요 대체효과가 발생하게 되고 개별기업은 공통부문 가격의 변화에 대해 반대로 움직이게 된다.

중앙은행의 정책전략이 테일러 준칙을 취하게 될 경우 또한 고유

부문 충격과 공통부문 충격에 대한 반응을 달라지게 한다. 이러한 가정을 통해 이자율을 통한 중앙은행의 간접적인 정책금리조정은 위의 두 식에서 m_t 를 구성하는 p_t 와 c_t 에 간접적으로 영향을 미치게 된다. 개별가격 $p_{k,t}$ 와 최적 가격 $p_{k,t}^{**}(i)$ 의 명목한계비용은 이에 대해 내생적 반응하게 되는, 이는 결과적으로 이자율 충격이 공통부문 가격 p_t 를 통해 고유부문충격과 구분되게 된다.

이러한 가정들을 통해 Carvalho and Lee(2011)에서 칼리브레이션(calibration)으로 구한 모수값들을 이용해 앞서 기술된 고유부문 충격에 대한 미국 개별가격들이 반응하는 특성을 구현했다. 즉, 공통부문과 고유부문 충격이 개별 기업의 명목한계 비용을 통한 전달 경로에 차별화가 되어 개별가격의 움직임이 다르게 나타날 수 있다는 것을 보였다.¹

앞서 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)에서는 개별가격이 고유부문과 공통부분 충격에 대해서 다르게 반응하는 특성을 반영하기 위해 Calvo형 중첩적 가격결정모형이나 Mankiw, Reis(2002)의 정보 습득과정에 발생하는 마찰모형에서 가격변동 지표(여기서는 $1 - \alpha_K$)가 극단적인 값을 가져야 한다고 나타났다. 가령, Carvalho and Lee(2011)에서 이용된 Calvo모형의 경우 매달 가격이 바뀔 확률 $(1 - \alpha_K)$ 가 1에 가까운 값을 가져야 랜덤워크 과정을 따른다고 가정한 고유부문 충격에 대한 개별가격 움직임을 나타낼 수 있다고 하였다. 이는 개별기업이 매달 평균적으로 1번에 가까운 빈도로 가격을 바꾼다는 극단적인 상황을 나타낸다. 이에 반해 합리적 무관심(rational inattention)은 개별가격

¹그러나 부문별 충격에 대한 반응속도분포가 Mackowiak, Moench, and Wiederholt(2009)와 다르게 공통부문 충격이 더 조밀하게 추정되어 FAVAR 추정의 첫 번째 단계인 동태적 요인모형에 대한 연구에 아울러 향후 추가적인 연구가 필요할 것으로 보인다.

결정 주체인 기업들은 공통부문 충격보다 고유부문 충격에 대해 민감하게 반응한다는 가정으로 이러한 극단적인 모수값 없이 고유부문 충격의 효과를 나타낼 수 있다고 보였다. 따라서 앞서 기술된 투입-산출, 요소시장의 산업별 분리, 그리고 테일러 준칙 가정들이 다른 형태의 가격 경직성 모형과 어떤 효과가 나타날지에 대해서도 연구되어야 할 것이다.

미국 개별 자료의 경우 이론적으로 Calvo 모형으로 도출되는 가격의 변동성과 지속성 간 음의 관계에 부합하는 자료로 <표 1>에 나타난 바와 같이 PCE가 사용됐다. 생산자 가격지수보다 소비자 가격지수에 서 공통부문과 고유부문에서 모두 유의한 음의 관계가 나타났다. 이는 <표 7>에서 한국의 소비자 가격지수에 대해서도 비슷한 결과를 보인다. 그러나 미국 PCE 가격 자료처럼 품목별 가격과 이에 직접적으로 대응하는 소비량이 제공되는 자료가 미비하여 활용에 한계가 있다. 이러한 한계는 향후 IP나 다른 개별자료를 이용한 분석이 필요할 것이다. 그러나 부문별 충격에 대한 개별 인플레이션율에 대한 본고의 결과는 향후 한국의 개별가격 자료를 바탕으로 가격 경직성 모형을 가정해 경제현상을 측량할 경우 고려해야할 개별가격의 동태적 움직임이다.

제 5 장

결론

본고에서는 개별가격이 공통부분과 고유부분에 대해 다른 움직임을 보인다는 Boivin et al. (2008) 결과를 바탕으로 한국 자료에 대해서도 같은 FAVAR 방식으로 추정했다.

미국 자료에 대한 부문 간 충격 분석을 통해 고유부분 충격이 개별가격의 높은 단기 변동성에 크게 기여하는 것을 알 수 있다. 공통부분 충격은 개별가격과 집계가격의 장기적인 인플레이션을 변동의 지속성 측면의 동태적 움직임을 결정한다. 또한 BGM(2009) FAVAR 방식에 의하면 공통부분 충격에 대해 모든 개별가격은 비슷한 시기에 대응한다는 것을 알 수 있다. 반면 고유부분 충격에 대해서는 충격이 발생한 초기에 새로운 가격 수준으로 신속히 도달하나 이러한 움직임은 개별 품목 간 상이한 시기에 이루어지는 결과를 보게 된다. 고유부분 충격의 신속성은 집계되는 과정에서 서로 상쇄되어 공통부분 충격에 대해서는 점진적으로 하락하는 것처럼 보이게 된다.

통화정책의 효과는 공통부분 충격과 비슷한 양상을 보인다. 이는 기존의 가격 경직성과 인플레이션 지속성을 가정한 모형이 집계가격에 대해 현실적인 가정임을 경험적으로 입증한다. 또한 FAVAR은 유효한 거시경제 변수들을 보다 많이 추정에 사용함으로써 전통적인 통화정책 이론과 부합하는 결과를 도출하게 되었다.

한국의 자료에 대해 12가지 기본항목 [(i)생산, 소득 (ii)고용 (iii)

주택가격 (iv)재고수준 (v)주문, 출하 (vi)주가지수 (vii)환율 (viii)금리, 스프레드 (ix)통화, 신용 (x)가격지수 (xi) 노동, 임금 (xii) 기타]를 기준으로 생산자물가지수, 소비자물가지수, 그리고 산업생산지수의 부문별 충격에 대한 개별가격의 움직임을 BGM(2009) FAVAR 방식으로 보였다. 부문별 충격에 대한 한국의 개별 인플레이션에 대해 다음과 같은 결과가 나타났다.

1. 개별가격 품목의 자료에서 인플레이션율은 대부분의 변동성이 고유부문으로 인해 영향을 받는다. 또한 고유부문에 대한 변동성이 큰 개별 품목은 공통부문에 대해서도 변동성이 크다.
2. 한국의 개별가격은 미국에 비해 상대적으로 지속성이 떨어지지만 미국과 마찬가지로 공통부문으로 인해 지속적인 가격하락이 발생한다.
3. 개별가격의 충격반응속도는 고유부문 충격이 평균적으로 공통부문으로 인한 충격반응속도보다 상대적으로 빠르고 분포도 조밀하다. 이는 고유부문 충격에 대해 개별 기업이 대부분 장기적으로 조정해야 할 모든 가격변동분을 단기간에 조정함을 의미한다.
4. 긴축금리 충격으로 인해 개별가격은 단기 신축적인 변동을 보이며 일부 품목에 대해서는 가격이 상승하는 퍼즐 현상을 보인다. 동시에 점진적으로 평균 가격이 하락하여 집계가격은 집계상의 편이가 나타나는 것으로 보인다.

개별가격의 변동성이 갖는 의미는 물가관리가 최우선 목표인 중앙은행의 입장에서 충격이 발생할 때 적절한 물가안정화정책의 수립

을 위해 필요한 인플레이션율의 특성을 파악하는 데에 있다. 또한 Bils and Klenow(2004)에서는 기존의 Calvo형 가격 경직성 모형을 통해 변동성과 지속성간 역의 관계가 있다고 분석했다. 미국 PCE 가격지수나 한국 개별 CPI의 분석결과에 나타난 역의 관계가 New Keynesian 모형에서 흔히 사용되는 Calvo 형태의 적합성에 대한 근거를 보인다.

개별가격은 미국 자료와 한국 자료에서 모두 부문별 충격에 대해 상이한 반응을 보이는데 Carvalho and Lee (2011)에서는 독점적 경쟁 시장과 가격 경직성을 이용한 New-Keynesian 모형에 추가적인 가정을 바탕으로 이러한 결과를 시현했다. 투입-산출 연관 생산(input-output linkage production), 산업 고유 투입요소 존재(segmented input market), 테일러 준칙(Taylor Rule)의 가정을 이용해 외생적인 충격을 부문별로 분류해 실령 동일한 시계열 과정을 따른다고 해도 개별가격은 고유부문과 공통부문에 대해 동태적 움직임이 달라질 수 있다는 것을 보였다. 미국 개별 자료의 경우 이론적으로 Calvo 모형으로 도출되는 가격의 변동성과 지속성 간 음의 관계에 부합하는 자료로 PCE가 사용됐다. 한국의 경우에도 소비자 가격지수가 비슷한 결과를 보이지만 미국 PCE 가격 자료처럼 품목별 가격과 이에 대응하는 소비량이 제공되는 자료가 미비하여 활용에 한계가 있어 향후 IP나 다른 개별자료를 이용해 분석해야 할 것이다. 그러나 부문별 충격에 대한 개별 인플레이션율에 대한 본고의 결과는 향후 한국의 개별가격 자료를 바탕으로 가격 경직성 모형을 가정해 경제현상을 측량할 경우 고려해야할 개별가격의 동태적움직임이다.

통화정책 중심으로 분석한 박강우(2009)에 비해 추가적인 기본 자료와 월별자료를 사용했음에도 불구하고 이와 유사하게 개별가격품목의 이자율 상승에 대한 반응은 집계가격에 비해 단기적인 움직임도

빈번하고 미국에 비해 미미했던 개별가격의 물가파괴도 더 빈번해졌다. 이러한 개별가격의 단기 신축성과 가격 상승현상으로 미루어 물가파괴에 대해 집계편의뿐만이 아니라 기업의 비용채널효과에 대해 지지한다.

개별가격의 변동성에 대해 공통부문이 차지하는 부분이 작아 박강우(2009)의 결과와는 차이를 보인다. 이러한 차이를 보이는 근본적인 원인으로 추정에 사용된 자료의 빈도 차이와 사용된 기본정보의 차이를 들 수 있다. 요인을 추출하는 방식에 차이로 인해 공통부문의 설명력 차이가 나타났다고 보기는 힘들다. 또한 기본자료에 사용된 항목이 더 다양하게 추가됐음에도 불구하고 이러한 결과를 보여, 이러한 결과는 앞선 연구에서 개별가격이 횡단면으로 취합되는 과정에서 나타나는 집계편의(aggregation bias)로 집계가격과의 동태적 움직임 차이를 보이는 이유와 마찬가지로 월 단위 자료를 분기자료로 취합하는 시계열 과정에서도 집계편의가 발생할 가능성이 높다.

부문별 충격에 대한 FAVAR 추정은 축약형태로 적용되어 추가적인 충격의 식별이 필요한데 한국 산업생산지수는 생산자물가지수와 품목이 다르고 사용 가능한 자료도 적어 부문별 충격에 대한 상관관계를 보일 수 없다. 따라서 추가적으로 Beck, Hubrich, and Marcellino(2011) 처럼 고유부문에 대한 식별을 세분화시켜 산업별 공급이나 수요 충격 이외의 추가적인 해석이 가능할 것으로 본다.

참고 문헌

- [1] 김소영. 2009. “요인 활용 다변수 자기 회귀 모형 (FAVAR)을 이용한 한국의 통화정책 파급 경로 추정 모형 개발.” 『계량경제학보』, 20(3): 1-31.
- [2] 성병목, 강기운. 2009. “해외요인이 통화정책 유효성에 미치는 영향.” 『조사통계월보』, 4: 23-60.
- [3] 박강우. 2009. “통화정책이 부문별 가격에 미치는 효과.” 『경제분석』, 15(3): 84-128.
- [4] Beck, Guenter W., Kirstin Hubrich, and Massimiliano Marcellino. 2011. “On the Importance of Sectoral and Regional Shocks for Price-Setting.” European Central Bank Working Paper 1334.
- [5] Bernanke, Ben S., Jean Boivin, and Piotr Elias. 2005. “Measuring the Effects of Monetary Policy: A Factor-Augmented Vector Autoregressive (FAVAR) Approach.” *Quarterly Journal of Economics*, 120(1):387-422.
- [6] Bills, Mark, and Peter J. Klenow. 2004. “Some Evidence on the Importance of Sticky Prices.” *Journal of Political Economy*, 112(5): 947-85.
- [7] Boivin, Jean, Marc P. Giannoni, and Ilian Mihov., 2007. “Sticky prices and monetary policy: evidence from disaggregated U.S. data.” *American Economic Review*, 99(1): 350-384.
- [8] Carvalho, Carlos and Jae Won Lee. 2011. “Sectoral Price Facts in a Sticky-Price Model” unpublished manuscript FRB New York and Rutgers.
- [9] Mackowiak, Bartosz A., Emanuel Moench, and Mirko Wiederholt. 2009. “Sectoral Price Data and Models of Price Setting.” *Journal of Monetary Economics*, 56: 78-99.

- [10] Nakamura, Emi, and Jón Steinsson. 2008. “Five Facts About Prices: A Reevaluation of Menu Cost Models.” *Quarterly Journal of Economics*, 123(4): 1415–64.
- [11] Sims, Christopher A. 1992. “Interpreting the Macroeconomic Time Series Facts: The Effects of Monetary Policy.” *European Economic Review*, 36(5): 975–1000.
- [12] Stock, James H., and Mark W. Watson. 1996. “Evidence on Structural Instability in Macroeconomic Time Series Relations.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 14(1): 11–30.
- [13] Stock, James H., and Mark W. Watson. 2002a. “Forecasting Using Principal Components From a Large Number of Predictors.” *American Statistical Association*, 97: 1167–1179.
- [14] Stock, James H., and Mark W. Watson. 2002b. “Macroeconomic Forecasting Using Diffusion Indexes.” *Journal of Business and Economic Statistics*, 20(2): 147–62.
- [15] Stuart, Michael. 1982. “A Geometric Approach to Principal Components Analysis.” *The American Statistician*, 36(4): 365–367

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명			변환	정보집합 번호
(i)생산, 지출				
1.	특수분류별 제조업생산지수	제조업 총지수	5	1
2.		자본재	5	2
3.		제조설비용	5	3
4.		전력용	5	4
5.		통신방송용	5	5
6.		운송장비	5	6
7.		농업용	5	7
8.		건설용	5	8
9.		사무용	5	9
10.		기타	5	10
11.		중간재	5	11
12.		제조업용	5	12
13.		건설용	5	13
14.		연료 및 전력	5	14
15.		기타	5	15
16.		소비재	5	16
17.		내구소비재	5	17
18.		비내구소비재	5	18
19.	부문별 최종 에너지 소비	합계	5	763
20.		산업	5	764
21.		수송	5	765
22.		가정,상업	5	766
23.		공공,기타	5	767
24.	소매업태별 판매액 지수	총지수	5	768
25.		백화점	5	769
26.		대형마트	5	770
27.		슈퍼마켓	5	771
28.		편의점	5	772
29.		전문상품소매점	5	773
30.	제조업가동률지수	제조업	5	774
31.		식료품	5	775
32.		음료품	5	776
33.		담배	5	777
34.		섬유제품	5	778
35.		의복, 약세서리 및 모피제품	5	779
36.		가죽, 가방 및 신발	5	780
37.		목재 및 나무제품	5	781
38.		펄프, 종이 및 종이제품	5	782
39.		코르크스, 연탄 및 석유정제	5	783
40.		화학물질 및 화학제품	5	784
41.		고무 및 플라스틱 제품	5	785
42.		비금속 광물제품	5	786
43.		제1차금속제품	5	787
44.		금속가공제품	5	788

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명			변환	정보집합 번호
(i)생산, 지출				
45.	제조업가동률지수	전자부품, 컴퓨터, 영상 음향 및 통신장비	5	789
46.		의료, 정밀, 광학기기 및 시계	5	790
47.		전기장비	5	791
48.		기타기계 및 장비	5	792
49.		자동차 및 트레일러	5	793
50.		기타운송장비	5	794
(ii)고용				
51.	비농가경제활동인구 (구직 1주 기준)	경제활동인구	5	46
52.		취업자	5	47
53.		실업자	5	48
54.		비경제활동인구	5	49
55.		경제활동참가율	5	50
56.		실업률	1	51
57.		고용률	5	52
58.	경제활동인구 (신분류, 2004)	자영업주	5	53
59.		무급가족종사자	5	54
60.		상용근로자	5	55
61.		임시근로자	5	56
62.		일용근로자	5	57
(iii)주택가격				
63.	건축허가	주거용 면적	5	58
64.	주택매매가격지수	총지수	5	59
65.	주택전세가격지수	총지수	5	60
66.	국내건설수주액	총수주액	5	741
67.		공공부문	5	61
68.		민간부문	5	62
69.		건축	5	63
70.		토목	5	64
(iv)재고수준				
71.	생산자제품 재고지수	총지수	5	19
72.		광업	5	20
73.		석탄, 원유 및 천연가스 광업	5	21
74.		비금속광물 광업;연료용 제외	5	22
75.		제조업	5	23
76.		식품품 제조업	5	24
77.		음료 제조업	5	25
78.		담배 제조업	5	26
79.		섬유제품 제조업; 의복제외	5	27
80.		의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	5	28
81.		가죽, 가방 및 신발 제조업	5	29
82.		목재 및 나무제품 제조업;가구제외	5	30
83.		펄프, 종이 및 종이제품 제조업	5	31
84.		코르크, 연탄 및 석유정제품 제조업	5	32

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명			변환	정보집합 번호
85.		화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	5	33
86.	생산자제품 재고지수	고무제품 및 플라스틱제품 제조업	5	34
87.		비금속 광물제품 제조업	5	35
88.		1차 금속 제조업	5	36
89.		금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	5	37
90.		전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	5	38
91.		의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	5	39
92.		전기장비 제조업	5	40
93.		기타 기계 및 장비 제조업	5	41
94.		자동차 및 트레일러 제조업	5	42
95.		기타 운송장비 제조업	5	43
96.		가구 제조업	5	44
97.		기타 제품 제조업	5	45
(v)주문, 출하				
98.	내수출하지수	소계	5	65
99.	제조업	소계	5	66
100.		식품제조업	5	67
101.		음료제조업	5	68
102.		담배제조업	5	69
103.		섬유제품제조업; 의복제외	5	70
104.		의복, 의복액세서리 및 모피제품제조업	5	71
105.		가죽, 가방 및 신발제조업	5	72
106.		목재 및 나무제품제조업;가구제외	5	73
107.		펄프, 종이 및 종이제품제조업	5	74
108.		인쇄 및 기록매체복제업	5	75
109.		코크스, 연탄 및 석유정제품제조업	5	76
110.		화학물질 및 화학제품제조업; 의약품 제외	5	77
111.		의료용물질 및 의약품제조업	5	78
112.		고무제품 및 플라스틱제품제조업	5	79
113.		비금속광물제품제조업	5	80
114.		1차 금속제조업	5	81
115.		금속가공제품제조업; 기계 및 가구 제외	5	82
116.		전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비제조업	5	83
117.		의료, 정밀, 광학기기 및 시계제조업	5	84
118.		전기장비제조업	5	85
119.		기타 기계 및 장비제조업	5	86
120.		자동차 및 트레일러제조업	5	87
121.		기타 운송장비제조업	5	88
122.		가구제조업	5	89
123.		기타 제품제조업	5	90
124.		총지수(출판업 포함)	5	91

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명			변환	정보집합 번호
(v)주문, 출하				
125.	중간재 내수출하지수	중간재	5	92
126.		제조업용	5	93
127.		건설용	5	94
128.		연료 및 전력	5	95
129.		기타	5	96
130.	수출출하지수	소재	5	97
131.		식료품 제조업	5	98
132.		음료 제조업	5	99
133.		담배 제조업	5	100
134.		섬유제품 제조업; 의복제외	5	101
135.		의복, 의복액세서리 및 모피제품 제조업	5	102
136.		가죽, 가방 및 신발 제조업	5	103
137.		펄프, 종이 및 종이제품 제조업	5	104
138.		인쇄 및 기록매체 복제업	5	105
139.		코르크스, 연탄 및 석유정제품 제조업	5	106
140.		화학물질 및 화학제품 제조업; 의약품 제외	5	107
141.		의료용 물질 및 의약품 제조업	5	108
142.		고무제품 및 플라스틱제품 제조업	5	109
143.		1차 금속 제조업	5	110
144.		금속가공제품 제조업; 기계 및 가구 제외	5	111
145.		전자부품, 컴퓨터, 영상, 음향 및 통신장비 제조업	5	112
146.		의료, 정밀, 광학기기 및 시계 제조업	5	113
147.		전기장비 제조업	5	114
148.		기타 기계 및 장비 제조업	5	115
149.		자동차 및 트레일러 제조업	5	116
150.		기타 운송장비 제조업	5	117
151.		가구 제조업	5	118
152.		기타 제품 제조업	5	119
(vi)주가지수				
152.	주식거래 및 주가지수	종합주가지수 (연월중평균)	5	120
153.		배당수익률	1	121
154.		주가수익비율	1	122
(vii)환율				
155.	주요국통화의 대원화 환율	원/미국달러(기준환율)	5	123
157.		원/일본엔(100엔)	5	124
158.		원/중국원(元)	5	742
159.		원/유로	5	743

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명			변환	정보집합 번호
(viii)금리, 스프레드				
160.	시장금리	무담보콜금리 전체	1	125
161.		CD유통수익률(91일)	1	126
162.		국민주택채권1종(5년)	1	127
163.		국고채(5년)	1	744
164.		통안증권(1년)	1	128
165.		산금채(1년)	1	129
166.		산금채(3년)	1	130
167.		회사채(장외3년,AA- 등급)	1	131
168.	금리 Spread	CD유통수익률(91일)	1	132
169.		국민주택채권1종(5년)	1	133
170.		국고채(5년)	1	745
171.		통안증권(1년)	1	134
172.		산금채(1년)	1	135
173.		산금채(3년)	1	136
174.		회사채(장외3년,AA- 등급)	1	137
(ix)통화,유동성				
175.	주요 통화금융지표	본원통화(평잔)	5	138
176.		계절조정M1(평잔)	5	139
177.		계절조정M2(평잔)	5	140
178.		계절조정Lf(평잔)	5	141
179.	화폐발행잔액	평균	5	142
180.	한국은행 주요계정 (말잔)	은행금융기관지준예금	5	143
181.		비은행금융기관예금	5	144
(x)가격지수				
182.	가공단체별물가지수	가공단체별 총지수	5	150
183.		총지수국내	5	151
184.		총지수수입	5	152
185.		원재료	5	153
186.		중간재	5	154
187.		최종재	5	155
188.		생산재(원재료+중간재)	5	156
189.	수입물가지수	농림수산물	5	157
190.	(기본분류)	광산물	5	158
191.		공산물	5	159
192.		음식료품및담배	5	160
193.		섬유의복및가죽제품	5	161
194.		목재및나무제품	5	162
195.		펄프및종이제품	5	163
196.		석유화학및고무제품	5	164
197.		1차금속제품	5	165
198.		조립금속제품	5	166
199.		일반기계및장비제품	5	167
200.		전기장비제품	5	168
201.		컴퓨터영상음향및통신장비제품	5	169
202.		정밀기계제품	5	170
203.		운송장비제품	5	171
204.		기타공산물	5	172
205.	소비자물가지수	농산물및석유류제외지수	5	210

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명		변환	정보집합 번호
(x)가격지수			
206.	수출단가지수	총지수	5 193
207.		식료 및 직접소비재	5 194
208.		어패류 및 조제품	5 195
209.		원료 및 연료	5 196
210.		석유제품	5 197
211.		경공업품	5 198
212.		섬유사	5 199
213.		직물	5 200
214.		의류	5 201
215.		고무타이어 및 튜브	5 202
216.		종이류	5 203
217.		중화학공업품	5 204
218.		화공품	5 205
219.		철강제품	5 206
220.		기계류와 정밀기기	5 207
221.	전기·전자제품	5 208	
222.	승용자동차	5 209	
(xi) 노동, 임금			
223.	산업별 임금총액 (기간평균)	전산업	5 734
224.		광업	5 735
225.		제조업	5 736
226.		전기, 가스 및 수도사업	5 737
227.		건설업	5 738
228.		도소매업	5 739
229.		숙박 및 음식점업	5 740
(xii) 기타			
230.	경상수지	경상수지	2 145
231.		상품수지	2 146
232.	수입물량지수	서비스수지	2 147
233.		본원소득수지	2 148
234.		이전소득수지	2 149
235.		총지수	5 746
236.		소비재	5 747
237.		곡물	5 748
238.		직접소비재	5 749
239.		비내구소비재	5 750
240.		내구소비재	5 751
241.		원자재	5 752
242.		연료	5 753
243.		광물	5 754
244.		경공업원료	5 755
245.		섬유사	5 756
246.		화공품	5 757
247.		철강재	5 758
248.		비철금속	5 759
249.		자본재	5 760
250.	기계류와 정밀기기	5 761	
251.	전기·전자기기	5 762	

부록 A - 기본 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명		변환	정보집합 번호
(xii) 기타			
252.	수출물량지수	총지수	5 173
253.		식료 및 직접소비재	5 174
254.		어패류와 조제품	5 175
255.		원료 및 연료	5 176
256.		석유제품	5 177
257.		경공업품	5 178
258.		섬유사	5 179
259.		직물	5 180
260.		의류	5 181
261.		고무타이어 및 튜브	5 182
262.		종이류	5 183
263.		중화학공업품	5 184
264.		화공품	5 185
265.		철강제품	5 186
266.		정밀기기	5 187
267.		전기·전자제품	5 188
268.		가전제품	5 189
269.		정보통신기기	5 190
270.		반도체	5 191
271.		승용자동차	5 192

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명	변환	가중치	정보집합 번호
소비자물가지수			
1. 총지수	5	1000	240
2. 경유	5	13.5	241
3. 파	5	1.1	242
4. 한방진료비	5	1.1	243
5. 하수도료	5	2	244
6. 양배추	5	0.2	245
7. 비스킷	5	2	246
8. 등유	5	2.9	247
9. 양파	5	0.9	248
10. 껌	5	0.2	249
11. 간장	5	0.5	250
12. 납입금(유치원)	5	6.9	251
13. 사과	5	3.1	252
14. 오이	5	0.8	253
15. 납입금(전문대학)	5	5.7	254
16. 상수도료	5	5.8	255
17. LPG(취사용)	5	1.7	256
18. 배추	5	1.7	257
19. 시내버스료	5	10.9	258
20. 전철료	5	3.6	259
21. 풋고추	5	0.8	260
22. 마늘	5	1.3	261
23. 참고서(초등학교)	5	1.1	262
24. 납입금(국립대학교)	5	2.8	263
25. 토마토	5	1.1	264
26. 마른멸치	5	1.3	265
27. 시금치	5	0.5	266
28. 무	5	1.1	267
29. 참고서(중학교)	5	1	268
30. 스낵과자	5	2.2	269
31. 납입금(사립대학교)	5	16.2	270
32. 가지	5	0.2	271
33. 콩	5	0.5	272
34. 복숭아	5	0.9	273
35. 이유식	5	0.1	274
36. 밀가루	5	0.2	275
37. 시외버스료	5	1.4	276
38. 열무	5	0.2	277
39. 생강	5	0.1	278
40. 고구마	5	0.8	279
41. 북어채	5	0.6	280
42. 땅콩	5	0.1	281
43. 김치	5	0.9	282
44. 된장	5	0.4	283
45. 아이스크림	5	2.4	284
46. 조개	5	0.8	285
47. 고추장	5	0.4	286
48. 생화	5	0.4	287
49. 신문	5	1	288
50. 명태	5	0.9	289
51. 담배(국산)	5	5	290

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	소비자물가지수			
52.	갈치	5	1.4	291
53.	가사도우미료	5	5.1	292
54.	휘발유	5	28.7	293
55.	목욕료	5	2.1	294
56.	감자	5	0.7	295
57.	고속버스료	5	0.6	296
58.	버섯	5	1.1	297
59.	페인트	5	0.4	298
60.	도시가스	5	19.6	299
61.	커피	5	2	300
62.	학원비(고등학생)	5	12.9	301
63.	쇠고기(국산)	5	7.8	302
64.	카레	5	0.2	303
65.	조기	5	1.5	304
66.	호박	5	0.6	305
67.	국수	5	0.8	306
68.	사탕	5	0.4	307
69.	바닥재	5	0.9	308
70.	참외	5	1	309
71.	초콜릿	5	0.4	310
72.	택시료	5	3.5	311
73.	생선통조림	5	1.1	312
74.	우유	5	5.8	313
75.	납입금(고등학교)	5	7.6	314
76.	식탁	5	0.4	315
77.	사진	5	0.2	316
78.	커피크림	5	0.4	317
79.	참깨	5	0.5	318
80.	혼합조미료	5	0.3	319
81.	가정학습지	5	8.4	320
82.	냉동식품	5	0.7	321
83.	당근	5	0.3	322
84.	핸드백	5	0.8	323
85.	삼푸	5	1	324
86.	두유	5	0.8	325
87.	벽지	5	0.9	326
88.	도라지	5	0.2	327
89.	식용유	5	0.6	328
90.	초코파이	5	0.6	329
91.	라면	5	2.4	330
92.	콩치	5	0.1	331
93.	돼지고기	5	8.3	332
94.	열차료	5	1.4	333
95.	부역용세제	5	0.4	334
96.	진통제	5	0.3	335
97.	자장면	5	3	336
98.	밤	5	0.3	337
99.	두부	5	1.4	338
100.	상추	5	0.4	339
101.	화장비누	5	0.2	340
102.	외국어학원비	5	1.3	341

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명	변환	가중치	정보집합 번호
소비자물가지수			
103. 짬뽕	5	0.6	342
104. 위생대	5	1.5	343
105. 치약	5	0.3	344
106. 행정수수료	5	0.9	345
107. 연탄	5	0.3	346
108. 빵	5	4.6	347
109. 필기구	5	0.5	348
110. 음악학원비	5	4.6	349
111. 수박	5	1.6	350
112. 고사리	5	0.2	351
113. 소금	5	0.2	352
114. 주차료	5	0.8	353
115. 자전거	5	0.4	354
116. 운동경기관람료	5	0.1	355
117. 치킨	5	3.7	356
118. 고등어	5	1.5	357
119. 학원비(초등학생)	5	12.7	358
120. 설탕	5	0.4	359
121. 침대	5	1.7	360
122. 티셔츠	5	5.6	361
123. 콩나물	5	0.6	362
124. 참고서(고등학교)	5	1	363
125. 쇠고기(외식)	5	4	364
126. 치즈	5	0.5	365
127. 피아노	5	0.4	366
128. 소주	5	1.1	367
129. 참쌀	5	0.8	368
130. 미술학원비	5	2.1	369
131. 햄	5	1.4	370
132. 어린이승용물	5	0.1	371
133. 쓰레기봉투료	5	0.7	372
134. 커피(외식)	5	2.5	373
135. 식기	5	0.9	374
136. 공동주택관리비	5	14.4	375
137. 장롱	5	1.3	376
138. 여자학생복	5	0.7	377
139. 소화제	5	0.2	378
140. 떡	5	2	379
141. 달걀	5	2.2	380
142. 공책	5	0.2	381
143. 젓갈	5	0.8	382
144. 남자구두	5	1.7	383
145. 남자학생복	5	0.7	384
146. 단무지	5	0.3	385
147. 잡지	5	0.1	386
148. 드레싱	5	0.1	387
149. 탄산음료	5	1.3	388
150. 닭고기	5	1.9	389
151. 설비수리비	5	4.1	390
152. 식빵	5	0.4	391
153. 의자	5	0.2	392

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	소비자물가지수			
154.	케이크	5	1.3	393
155.	국내항공료	5	0.2	394
156.	마른오징어	5	0.3	395
157.	인삼	5	0.3	396
158.	독서실비	5	0.5	397
159.	과일주스	5	1.9	398
160.	배	5	1	399
161.	칼국수	5	3	400
162.	영화관람료	5	1.4	401
163.	서적	5	3.1	402
164.	소파	5	0.9	403
165.	현악기	5	0.2	404
166.	소시지	5	1.1	405
167.	보리쌀	5	0.2	406
168.	국산차(외식)	5	0.3	407
169.	컵	5	0.2	408
170.	화장지	5	1.4	409
171.	맥주(외식)	5	8.5	410
172.	굴	5	2.1	411
173.	면도기	5	0.3	412
174.	오징어	5	0.8	413
175.	책상	5	0.4	414
176.	고춧가루	5	1.8	415
177.	여자구두	5	2.5	416
178.	우편료	5	0.1	417
179.	딸기	5	1.3	418
180.	굴	5	0.6	419
181.	오징어채	5	0.3	420
182.	납시용품	5	0.5	421
183.	수저	5	0.2	422
184.	차	5	0.3	423
185.	감기약	5	0.3	424
186.	갈비탕	5	1.4	425
187.	미용료	5	6.9	426
188.	가정용비닐용품	5	0.2	427
189.	스케치북	5	0.2	428
190.	복사용지	5	0.2	429
191.	자동차학원비	5	0.9	430
192.	숙박료(여관)	5	0.3	431
193.	케찹	5	0.1	432
194.	스웨터	5	1.3	433
195.	전산학원비	5	0.5	434
196.	바나나	5	0.9	435
197.	햄버거	5	1	436
198.	설렁탕	5	1.9	437
199.	후라이팬	5	0.4	438
200.	된장찌개백반	5	5.5	439
201.	살충제	5	0.3	440
202.	아동화	5	1	441
203.	미역	5	0.4	442

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	소비자물가지수			
204.	돈가스	5	3	443
205.	김치찌개백반	5	4.7	444
206.	불고기	5	1.5	445
207.	맛김	5	0.6	446
208.	막걸리	5	0.4	447
209.	당면	5	0.2	448
210.	세탁세제	5	1.9	449
211.	등산용품	5	0.3	450
212.	회화용구	5	0.2	451
213.	실내화	5	0.4	452
214.	기능성음료	5	0.3	453
215.	사진촬영료	5	1.5	454
216.	여자내의	5	2	455
217.	과실통조림	5	0.3	456
218.	발효유	5	2.2	457
219.	건전지	5	0.2	458
220.	운동강습료	5	1.2	459
221.	거실장	5	0.5	460
222.	냉면	5	2.3	461
223.	이삿짐운송료	5	0.8	462
224.	피부질환제	5	0.1	463
225.	혼합비타민제	5	0.6	464
226.	사진인화료	5	0.4	465
227.	밀폐용기	5	0.6	466
228.	남자내의	5	1.5	467
229.	엔진오일교체료	5	0.5	468
230.	쌀	5	6.2	469
231.	생선초밥	5	1.5	470
232.	전세	5	61.3	471
233.	김	5	0.6	472
234.	꿀	5	0.3	473
235.	운동화	5	3.3	474
236.	위장약	5	0.2	475
237.	비빔밥	5	2.7	476
238.	모자	5	0.5	477
239.	접퍼	5	3.6	478
240.	참기름	5	0.6	479
241.	맥주	5	1.8	480
242.	아동복	5	4.2	481
243.	선풍기	5	0.1	482
244.	전구	5	0.2	483
245.	의복수선료	5	0.3	484
246.	넥타이	5	0.2	485
247.	남자상의	5	1.4	486
248.	어묵	5	1.1	487
249.	여자상의	5	0.6	488
250.	분유	5	0.9	489
251.	청바지	5	1.5	490
252.	금융수수료	5	0.2	491
253.	숙박료(호텔)	5	0.6	492

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	소비자물가지수			
254.	운동복	5	2.9	493
255.	감	5	0.7	494
256.	우산	5	0.2	495
257.	맛살	5	0.3	496
258.	칫솔	5	0.4	497
259.	여자정장	5	4.5	498
260.	장갑	5	0.2	499
261.	이용료	5	0.8	500
262.	싱크대	5	1.2	501
263.	양말	5	1.2	502
264.	파운데이션	5	0.1	503
265.	가방	5	2.6	504
266.	월세	5	30.5	505
267.	포도	5	1.7	506
268.	냄비	5	0.6	507
269.	침구	5	2.7	508
270.	립스틱	5	0.4	509
271.	영양크림	5	2	510
272.	믹서	5	0.3	511
273.	정화조청소료	5	0.3	512
274.	교과서(고등학교)	5	0.2	513
275.	솔	5	0.2	514
276.	로션	5	2	515
277.	남자정장	5	3.7	516
278.	세탁료	5	1.3	517
279.	전기료	5	20.8	518
280.	난방기기	5	0.1	519
281.	위스키	5	0.2	520
282.	화장수	5	2.3	521
283.	남자외투	5	2.1	522
284.	커튼	5	0.4	523
285.	원피스	5	1.3	524
286.	장난감	5	1.5	525
287.	소형승용차	5	3.4	526
288.	손목시계	5	0.5	527
289.	가스레인지	5	0.3	528
290.	중형승용차	5	6	529
291.	헤어드라이어	5	0.3	530
292.	에어컨	5	1.2	531
293.	운동용품	5	1.2	532
294.	안경	5	1.4	533
295.	보일러	5	1.1	534
296.	전기밥솥	5	0.6	535
297.	소염진통제	5	0.3	536
298.	일반전화통화료	5	3.4	537
299.	냉장고	5	2.2	538
300.	전자레인지	5	0.2	539
301.	청소기	5	0.5	540
302.	우황청심원	5	0.5	541
303.	미디어재생기기	5	0.9	542

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	소비자물가지수			
304.	세탁기	5	0.9	543
305.	사진기	5	0.9	544
306.	TV	5	2.9	545
307.	컴퓨터본체	5	1.9	546
	생산자물가지수			
1.	총지수	5	1000	547
2.	갑각류	5	0.4	548
3.	기타석유제품	5	0.7	549
4.	원유정제유	5	52.7	550
5.	석유가스	5	4.6	551
6.	기초석유화학제품	5	15.4	552
7.	담배	5	6.7	553
8.	수도	5	3	554
9.	도시가스및증기	5	14.1	555
10.	과실	5	5.3	556
11.	강관	5	4.8	557
12.	철강반제품	5	1.3	558
13.	열간압연품	5	18.6	559
14.	철선조립제품	5	0.8	560
15.	코크스제품	5	0.1	561
16.	기타신발	5	0.3	562
17.	윤활유및그리스	5	1.6	563
18.	종이용기	5	4.7	564
19.	비철금속소재	5	7.5	565
20.	금속단조제품	5	1.7	566
21.	기타기초유기화학제품	5	7.1	567
22.	원목	5	0.1	568
23.	합성고무	5	0.9	569
24.	면직물	5	0.1	570
25.	철강소재	5	0.4	571
26.	동압연품	5	3.7	572
27.	도료	5	4.6	573
28.	조미료및식품첨가물	5	3	574
29.	선어류	5	3.8	575
30.	합성수지	5	9.8	576
31.	서적	5	7.9	577
32.	타이어및튜브	5	2	578
33.	냉간압연품	5	4.6	579
34.	신문및정기간행물	5	3.9	580
35.	가정용플라스틱제품	5	1.2	581
36.	무연탄	5	0.3	582
37.	기타	5	1.6	583
38.	염건어류	5	0.3	584
39.	절연선및케이블	5	5.4	585
40.	철강주물	5	2.9	586
41.	비료	5	1.6	587
42.	철강선	5	4.8	588
43.	빵,과자및면류	5	5.7	589
44.	플라스틱1차제품	5	6.4	590

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명	변환	가중치	정보집합 번호
생산자물가지수			
45. 배합사료	5	5.2	591
46. 금속제 가구	5	1	592
47. 건축용 플라스틱제품	5	2.3	593
48. 건축용 금속제품	5	6.8	594
49. 표면처리강재	5	13.3	595
50. 곡물가공품, 전분 및 당류	5	3.1	596
51. 종이 및 판지	5	6.1	597
52. 농약	5	1.2	598
53. 가죽 신발	5	1.6	599
54. 채소	5	7.4	600
55. 약용작물	5	1.1	601
56. 기타 고무제품	5	3.8	602
57. 기타광물	5	0.1	603
58. 가죽제품	5	0.7	604
59. 가공공작기계	5	4.7	605
60. 수공구 및 철물	5	2.8	606
61. 모피의복	5	0.3	607
62. 기초무기화학제품	5	1.8	608
63. 비누 및 세정제	5	2.3	609
64. 유리용기	5	0.6	610
65. 곡물	5	11	611
66. 금속압형제품	5	5.8	612
67. 시멘트	5	3.4	613
68. 가죽	5	0.7	614
69. 포장용 플라스틱제품	5	3.3	615
70. 특용작물	5	1.4	616
71. 플라스틱발포제품	5	2.4	617
72. 산업용로	5	0.9	618
73. 기타식료품	5	4.1	619
74. 일반용 조명장치	5	0.5	620
75. 내연기관	5	3.2	621
76. 토사석	5	2	622
77. 유압기기	5	4.4	623
78. 낙농품	5	5.9	624
79. 사무용지	5	0.3	625
80. 유지	5	1.4	626
81. 주류	5	7.5	627
82. 산업용 운반기계	5	4.9	628
83. 육가공품	5	2.9	629
84. 금속파스너 및 나사제품	5	2.3	630
85. 약기 및 운동용품	5	0.7	631
86. 의료기기	5	1.3	632
87. 전동기 및 발전기	5	3	633
88. 베어링 및 동력 전달장치	5	2.4	634
89. 건전지 및 축전지	5	1.1	635
90. 기타 섬유제품	5	2.1	636
91. 건설 및 광산용 기계	5	2	637
92. 표면가공목재	5	0.3	638
93. 제재목	5	1	639
94. 수산물가공품	5	1.7	640
95. 여자용 의복	5	4.1	641

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

	항목명	변환	가중치	정보집합 번호
	생산자물가지수			
96.	축산물	5	12	642
97.	변압기	5	1.3	643
98.	배전반및자동제어반	5	3.3	644
99.	기타나무제품	5	2	645
100.	알루미늄압연품	5	2.3	646
101.	기타일반목적용기계	5	4.9	647
102.	화학섬유방적사	5	0.6	648
103.	연사	5	0.9	649
104.	과실및채소가공품	5	1.3	650
105.	위생용종이제품	5	1.2	651
106.	합판및재생목재	5	1.5	652
107.	석회	5	0.2	653
108.	기타	5	3.2	654
109.	기타금속구조물	5	3.5	655
110.	모사	5	0.3	656
111.	기록매체복제품	5	0.2	657
112.	기타종이제품	5	1.1	658
113.	도자기제품	5	0.6	659
114.	의복장신품	5	0.4	660
115.	내의	5	1.1	661
116.	기타	5	3.7	662
117.	농업용기계	5	1.6	663
118.	측정,시험,항해용기기	5	3.8	664
119.	전력	5	27.4	665
120.	비알콜성음료	5	3.9	666
121.	산업용가스	5	1.3	667
122.	기타운수장비	5	0.3	668
123.	기타직물제품	5	2.1	669
124.	전구및램프	5	1.4	670
125.	시멘트및콘크리트제품	5	9.8	671
126.	금속포장용기	5	1.9	672
127.	건축용점토제품	5	0.8	673
128.	화학섬유직물	5	0.7	674
129.	가죽의복	5	0.2	675
130.	펄프	5	0.3	676
131.	산업용냉장및냉동장비	5	1.3	677
132.	비철금속주물	5	1.4	678
133.	해조류	5	0.3	679
134.	자동차부품	5	36.4	680
135.	목제가구	5	4.2	681
136.	인형및장난감	5	0.4	682
137.	기타비금속광물제품	5	2.7	683
138.	합성섬유	5	1.8	684
139.	기타직물	5	1.4	685
140.	기타특수목적용기계	5	7.9	686
141.	조개류	5	0.5	687
142.	전기회로개폐및보호장치	5	4.9	688
143.	기타봉제의복	5	4.5	689
144.	금속스프링	5	0.7	690
145.	기타의약품	5	0.6	691
146.	모직물	5	0.4	692

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명	변환	가중치	정보집합 번호
생산자물가지수			
147. 연탄및천연가스	5	0.3	693
148. 면사	5	0.8	694
149. 남자용의복	5	1.5	695
150. 기타전기장치	5	0.9	696
151. 시계	5	0.1	697
152. 인체의약품	5	7.7	698
153. 산업용플라스틱제품	5	11.4	699
154. 섬유기계	5	0.2	700
155. 화물자동차및특장차	5	3.2	701
156. 버스	5	3.4	702
157. 기타사료	5	0.4	703
158. 화장품	5	2.9	704
159. 차량용전기및조명장치	5	3.9	705
160. 음료및안료	5	0.7	706
161. 유리1차제품및동가공품	5	5.8	707
162. 공기조절장치	5	5.1	708
163. 가정용비전기식난방기구	5	0.7	709
164. 동물의약품	5	0.7	710
165. 아동용의복	5	0.7	711
166. 승용차	5	17.7	712
167. 편조물	5	1.2	713
168. 안경,사진및광학기기	5	1.3	714
169. 가정용비전기식조리기구	5	0.3	715
170. 기타전기변환장치	5	2.5	716
171. 사무회계용기계	5	1.1	717
172. 가정용전기기구	5	5.8	718
173. 전자축전기	5	0.6	719
174. 유선통신기기	5	3	720
175. 전자저항기	5	0.4	721
176. 라디오	5	1	722
177. 인쇄회로기판	5	6.7	723
178. 기타영상및음향기기	5	2.3	724
179. 기타전자부품	5	2.7	725
180. 음향녹음및재생기	5	0.4	726
181. 다이오드,트랜지스터및유사반도체	5	2.1	727
182. TV수상기	5	3.7	728
183. 전자관	5	1.6	729
184. 컴퓨터입출력장치	5	3.2	730
185. 무선통신기기	5	17.6	731
186. 컴퓨터	5	2.1	732
187. 전자집적회로	5	18.5	733
산업생산지수			
1. 총지수(광업,제조업,전기및가스업)	5		211
2. 광공업	5		212
3. 석탄, 원유 및 천연가스	5		213
4. 금속	5		214
5. 비금속광물	5		215
6. 식료품	5		216
7. 음료품	5		217
8. 담배	5		218

부록 B - 개별 가격, 생산 자료목록(1995년 5월 ~ 2012년 1월)

항목명	변환	가중치	정보집합 번호
산업생산지수			
9. 섬유제품	5		219
10. 의복, 악세서리 및 모피제품	5		220
11. 가죽, 가방 및 신발	5		221
12. 목재 및 나무제품	5		222
13. 펄프, 종이 및 종이제품	5		223
14. 인쇄 및 기록매체 복제	5		224
15. 코크스, 연탄 및 석유정제	5		225
16. 화학물질 및 화학제품	5		226
17. 의료용 물질 및 의약품	5		227
18. 고무 및 플라스틱제품	5		228
19. 비금속 광물제품	5		229
20. 1차금속제품	5		230
21. 금속가공제품	5		231
22. 전자부품, 컴퓨터, 영상 음향 및 통신장비	5		232
23. 의료, 정밀, 광학기기 및 시계	5		233
24. 전기장비	5		234
25. 기타기계 및 장비	5		235
26. 자동차 및 트레일러	5		236
27. 기타운송장비	5		237
28. 가구	5		238
29. 기타 제품	5		239

Abstract

Factoral Analysis on Korean Inflation with Multi-Sector DSGE

Soong Hwan Yoo
Department of Economics
The Graduate School
Seoul National University

This paper shows that the synchronous facts of flexibility of disaggregated prices and aggregate price rigidity is extant in Korean sectoral data. Factor-augmented vector autoregression is applied to various Korean macroeconomic indicators to distinguish and document on the effects of sectoral idiosyncratic shocks and common disturbance. The empirical results shows differential response of disaggregate price data that large fluctuation occur promptly due to sectoral shocks and from macroeconomic and monetary shocks, responses are gradual although persistence is relatively shorter to US individual price results. Since the volatility and persistence of individual consumer price index shows negative relation, the Calvo-type sticky price can be applied to Korean data along with additional assumption such as existence of segmented input market. These results should be considered while using Korean disaggregated data for sticky price model in analysis of economic effects.

Keywords : Aggregate Shock, Idiosyncratic Shock, Sectoral Data, Price Stickiness, FAVAR

Student Number : 2010-23018